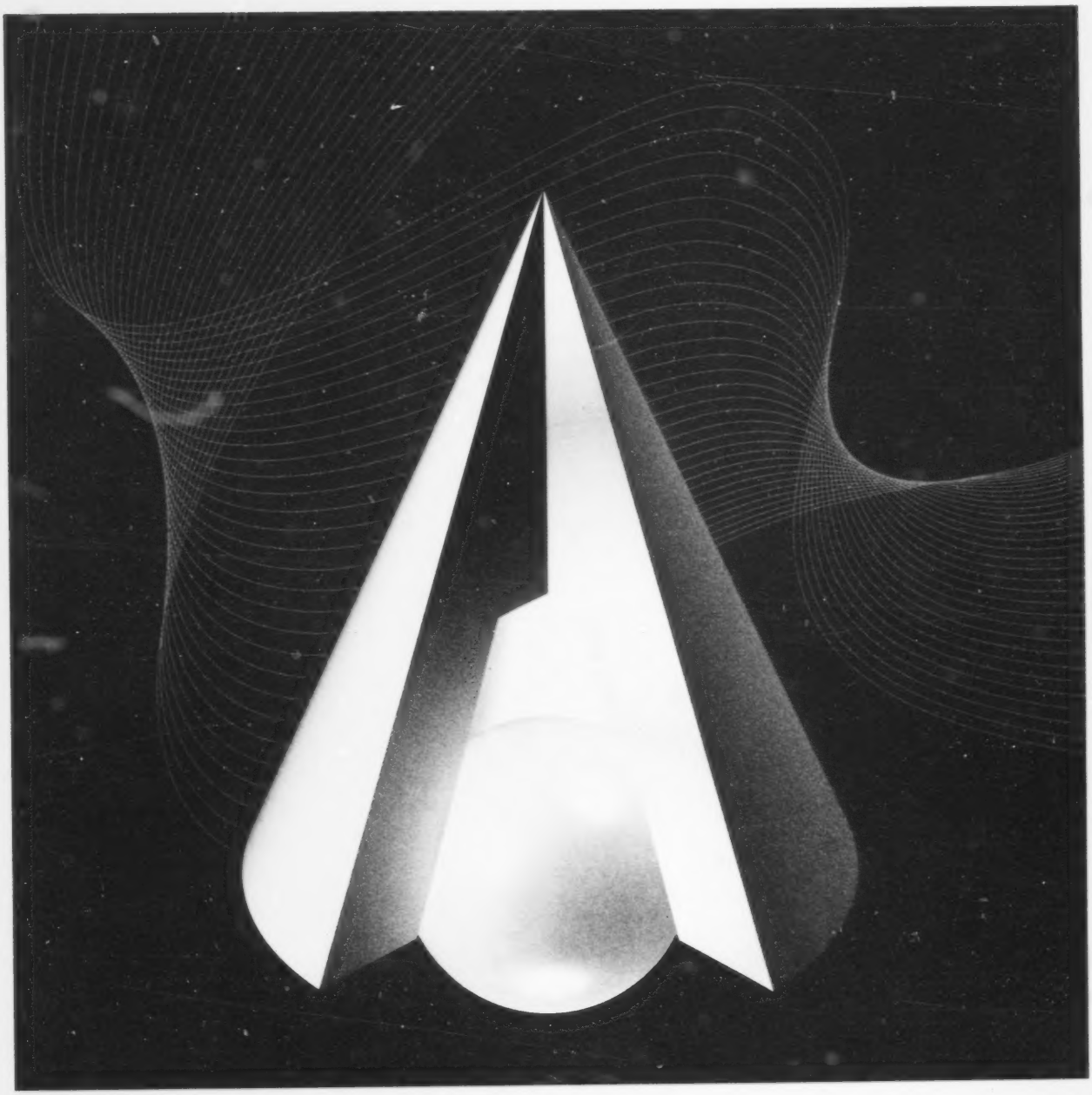
Documents de recherche

Les Études analytiques

Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada

par Xuelin Zhang

N° 197



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

LES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche les Études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On invite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques et suggestions. Une liste des titres figure à la troisième page de couverture de ce document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ils peuvent être téléchargés à partir d'Internet à *www.statcan.ca*.

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez communiquer avec :

Comité de révision des publications
Les Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-6325

Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada

par Xuelin Zhang

No. 197

11F0019 No. 197
ISSN: 1205-9161
ISBN : 0-662-88154-0

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-4295
Numéro de télécopieur : (613) 951-5403
Adresse électronique : xuelin.zhang@statcan.ca
Le document est disponible sur Internet: (www.statcan.ca)

18 novembre 2003

L'auteur assume seul la responsabilité des opinions formulées dans le présent document, lesquelles ne représentent pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada. Je tiens à remercier René Morissette, Garnett Picot, David Gray et Thomas Lemieux de leurs commentaires et suggestions. Les points de vue exprimés dans le présent document sont ceux de l'auteur et n'engagent en rien Statistique Canada ou le gouvernement du Canada.

Also available in English

104-01291/

Table des matières

I. Introduction 1

2. Données 2

3. Quelle est l'ampleur de l'écart de richesse? 7

4. Explication de l'écart de richesse 11

4.1 Résultats de l'application du modèle contraint 11

4.2 Décomposition semi-paramétrique 15

5. L'effet de cohorte 19

6. Sommaire et conclusions 24

Bibliographie 45

Résumé

L'assimilation économique des immigrants est une préoccupation clé pour les économistes et les responsables de l'élaboration des politiques. De nombreuses études portent sur l'assimilation des immigrants en ce qui a trait au revenu. La présente examine la question du point de vue de la richesse à partir des données de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

Nous constatons, dans le cas des famille ayant à leur tête des conjoints, du 40^{e} au 90^{e} centile de la répartition de la richesse, le niveau de richesse des familles d'immigrants est plus élevé que celui des familles nées au Canada et que l'écart de richesse se situe entre 20 000 $ et 78 000 $. Dans le cas des familles monoparentales, du 55^{e} au 95^{e} centile, le niveau de richesse des familles d'immigrants est plus élevé que celui des familles nées au Canada et l'écart de richesse se situe entre 14 000 $ et 145 000 $. Dans la tranche inférieure de la distribution, cependant, des éléments probants suggèrent que les immigrants ont une richesse inférieure, quoique, l'écart est inférieur à 10 000 $. Les différents résultats des décompositions montrent que l'âge du soutien économique principal (et celui de son conjoint dans le cas des familles mariées) de même que les facteurs qui influent le revenu permanent, expliquent une part significative de l'écart de richesse dans les cas où les familles immigrantes ont une plus grande richesse que les familles nées au Canada. Dans la tranche inférieure de la répartition de la richesse, cependant, l'écart de richesse ne s'explique pas par l'âge du soutien économique principal, le revenu permanent et la taille de la famille (ou la situation de famille monoparentale), ce qui laisse supposer que les familles d'immigrants dont le niveau de richesse est faible peuvent agir autrement dans leur processus d'accumulation de richesse, que les familles nées au Canada.

L'étude examine également l'écart de richesse selon la cohorte. Comme on pouvait s'y attendre, le niveau de richesse des immigrants récents est inférieur à ces des familles nées Canada, tandis que les immigrants qui sont arrivés au Canada avant 1976 ont un niveau de richesse supérieure à ces derniers. Même si l'on croit de façon générale que les immigrants qui sont entrés au Canada entre 1976 et 1985 ont éprouvé au début un plus grand désavantage sur le plan des revenus que leurs prédécesseurs par rapport aux personnes nées au pays, l'étude démontre dans la tranche supérieure de la répartition, le niveau de richesse des familles d'immigrants membres de cette cohorte n'est pas sensiblement différent de celui des familles comparables nées au Canada, mais que dans la tranche inférieure de la répartition, leur niveau de richesse est inférieur à celui des familles comparables nées au Canada.

Mots clés : immigrant, écart de richesse, décomposition contre-factuelle, hypothèse du cycle de vie, effet de cohorte

I. Introduction

L'assimilation économique des immigrants est une préoccupation clé pour les économistes et les responsables de l'élaboration des politiques. Les économistes s'intéressent surtout à l'assimilation des immigrants en ce qui a trait aux revenus, de sorte qu'on en sait peu sur le niveau de richesse des immigrants au Canada et ailleurs[1]. Dans le présent article, fondé sur les données de l'Enquête sur la sécurité financière de 1999 (ESF) de Statistique Canada, nous abordons pour la première fois certains des aspects clés du niveau de richesse des immigrants au Canada. Plus particulièrement, on y estime l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays et cernons les facteurs pouvant l'expliquer. Nous examinons également l'effet de la cohorte sur l'écart de richesse.

L'importance de cette question ressort d'abord d'un examen de l'assimilation des immigrants en ce qui a trait aux revenus. À cet égard, d'éminents économistes ont brossé un tableau plutôt pessimiste. Se fondant sur les données des recensements du Canada de 1971, 1981 et 1986, Baker et Benjamin (1994) ne rejettent pas l'hypothèse du taux d'assimilation des gains nul dans le cas des immigrants de sexe masculin âgés de 16 à 64 ans, tandis que Bloom, Grenier et Gunderson (1995), constatent un important effet d'arrivée négatif et un taux d'assimilation négligeable dans le cas des immigrants et nul dans le cas des immigrantes[2]. Si les immigrants peuvent rattraper les personnes nées au Canada pour ce qui est du niveau de richesse, des facteurs autres que leurs revenus, comme le taux d'épargne, l'héritage et les revenus de placements, joueront un rôle important dans leur accumulation de richesses et le taux d'assimilation des gains nul des immigrants en ce qui a trait aux revenus pourrait être moins inquiétant qu'il ne le semble.

En deuxième lieu, le niveau de richesse des immigrants non seulement constitue un aspect important de l'assimilation économique, mais joue un rôle clé dans le processus d'assimilation économique dans son ensemble. En effet, le niveau de richesse d'une famille influe sur son accès au marché du crédit ainsi que sur la possibilité pour ses membres de se lancer en affaires, de faire des études supérieures ou de consacrer plus de temps à la recherche d'un emploi qui leur convient mieux. Un bon niveau de richesse peut aider les immigrants à surmonter certains des obstacles auxquels ils peuvent se heurter socialement et sur le marché du travail. Par exemple, avant d'être pleinement intégrés à l'économie du pays hôte, les immigrants peuvent avoir des revenus plus incertains que les personnes nées au pays. Les immigrants riches seront mieux en mesure de faire face à ces impondérables et atteindront un niveau plus élevé d'assimilation en ce qui a trait aux revenus.

Enfin, selon l'hypothèse bien connue du cycle de vie, les personnes accumulent la richesse pendant leurs années de travail et la consomment pendant leur retraite. Les personnes dont le niveau de richesse est élevé au moment de la retraite seront moins susceptibles de compter sur les paiements de transfert gouvernementaux pour leur revenu de retraite. Si les immigrants ne sont

---

[1] L'étude de Shamsuddin et DeVoretz (1998), dans laquelle les auteurs examinent l'accumulation de la richesse des ménages canadiens et des ménages nés à l'étranger de 1977 à 1984, constitue peut-être la seule exception.

[2] Borjas (1995) en arrive à des conclusions semblables en se fondant sur les données des recensements des États-Unis de 1970, 1980 et 1990. Toutefois, dans une étude fondée sur les données des recensement du Canada de 1981, 1986 et 1991, Grant (1999) montre que les revenus des immigrants de sexe masculin qui sont arrivés au Canada entre 1980 et 1990 ont augmenté sensiblement durant les cinq premières années après l'arrivée.

pas en mesure d'épargner suffisamment pour leur retraite, l'entrée d'un grand nombre d'immigrants aura des effets négatifs sur les fonds de retraite publics.

La présente étude confirme l'existence d'un écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays de la tranche du milieu à la tranche supérieure de la répartition de la richesse. Dans ces tranches, les familles d'immigrants sont considérablement plus riches que celles nées au pays. D'après diverses décompositions de l'écart de richesse, une partie importante de cet écart serait attribuable à l'âge du soutien économique principal (SEP) et à des facteurs liés au revenu permanent de la famille. Toutefois, notre modèle n'explique pas l'écart de richesse constaté dans la tranche inférieure de la répartition, ce qui laisse supposer que les familles au niveau de revenu plus faible ont un comportement différent de celui des familles à d'autres niveaux de richesse.

Nous examinons également l'écart de richesse dans le cas de différentes cohortes d'immigrants. Il n'est pas étonnant de constater que le niveau de richesse des immigrants récents est plus faible des familles comparables nées au pays. Les immigrants qui sont arrivés au Canada avant 1976, ont une plus grande richesse. Les résultats observés chez les immigrants à faible niveau de richesse qui sont arrivés au Canada entre 1976 et 1985 ne sont pas incompatibles avec la notion répandue selon laquelle ils sont défavorisés en ce qui a trait aux revenus par rapport à leurs prédécesseurs. Toutefois, selon les données recueillies, les familles d'immigrants dont le niveau de richesse est élevé faisant partie de cette cohorte pourraient être aussi riches ou encore plus riches que leurs homologues nés au Canada.

Dans la section qui suit, nous décrivons la source des données et présentons un résumé de la richesse pour plusieurs variables explicatives. La section 3 porte sur l'existence et la magnitude de l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays. Dans la section 4, nous procédons à déterminer les facteurs susceptibles d'expliquer l'écart de richesse. La section 5 examine l'effet de la cohorte sur l'écart de richesse. La section 6 contient un sommaire et les conclusions.

2. Données

La source de données utilisée aux fins de la présente étude est l'Enquête sur la sécurité financière (ESF) menée par Statistique Canada. L'enquête a été réalisée de mai à juillet 1999. L'échantillon utilisé est fondé sur la base d'échantillonnage de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada et représente l'ensemble des familles et des particuliers au Canada sauf les résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, les membres des ménages vivant dans les réserves indiennes, les membres à temps plein des Forces armées et les pensionnaires d'institutions. Des données sont recueillies sur 15 933 unités familiales, y compris sur tous les membres des familles âgés de 15 ans et plus. Dans la présente étude, nous avons supprimé les observations dans lesquelles le soutien économique principal a déclaré être marié ou vivre avec un conjoint de fait mais n'a pas fourni de renseignements sur son conjoint ou sa conjointe. Par conséquent, l'échantillon sur lequel porte cette étude se compose de 15 801 unités familiales[3].

[3] Aux fins de l'enquête, une personne vivant seule est considérée comme une unité familiale. On trouvera des renseignements détaillés sur l'enquête dans la publication de Statistique Canada intitulée « Les avoirs et les dettes des Canadiens : Un aperçu des résultas de l'Enquête sur la sécurité financière, 1999 » (n° 13-595-XIF au catalogue).

Il n'y a pas de définition unique de famille d'immigrants. Dans le présent article, nous désignons une famille comme une famille d'immigrants si son soutien économique principal est un immigrant. Dans le cas contraire, nous parlons d'une famille née au Canada ou au pays. Comme l'étude n'emploie que des données transversales, aucune ambiguïté n'est introduite par cette définition[4].

La richesse ou la valeur nette d'une famille est définie comme étant la différence entre le total de ses avoirs et le montant total de ses dettes. Le total des avoirs inclut tous les dépôts, les placements dans les fonds mutuels, les obligations, les actions, les régimes enregistrés d'épargne-retraite (RÉER) et les fonds placés dans des comptes de retraite avec immobilisation des fonds (CRIF), la résidence principale et les autres biens immobiliers, les véhicules, le contenu de la résidence principale, les objets de valeur et de collection, les capitaux propres dans une entreprise et d'autres actifs comme les régimes enregistrés d'épargne-études (REÉÉ), les régimes de participation différée aux bénéfices, les régimes d'épargne-logement et les rentes. Le total des dettes comprend l'hypothèque à payer sur la résidence principale et les autres biens immobiliers, le solde impayé de cartes de crédit, le montant dû sur les paiements différés et les régimes à tempérament, les prêts étudiants, les prêts pour achat de véhicule et tout autre montant devant être remboursé. Le total des avoirs ne comprend pas la valeur des régimes de pension liés au travail, les droits à la sécurité sociale du gouvernement sous la forme de prestations du Régime de pensions du Canada ou du Régime des rentes du Québec (RPC/RPQ) ou à la Sécurité de la vieillesse (SV)[5].

Comme la mort d'un partenaire ou la rupture d'un mariage peut avoir un effet considérable sur la richesse familiale (Burbidge et Robb, 1985), il semble raisonnable de procéder à des analyses distinctes pour les familles ayant à leur tête une personne seule (famille de personne seule) et celles ayant à leur tête des conjoints (famille de conjoints). Une famille dont le SEP est marié ou vit avec un conjoint de fait est définie comme étant une famille de conjoints. Notre échantillon comprend 15 801 unités familiales, dont 9 595 sont des familles de conjoints. Les autres 6 206 observations portent sur les familles composées d'une personne seule et les familles monoparentales, appelées familles de personnes seules. Ainsi, nous avons quatre types de familles selon l'état matrimonial et le statut d'immigrant : famille de conjoints, immigrants et nés au Canada, et familles de personnes seules, immigrantes et nées au Canada. Le nombre d'observations correspondant est 1 746, 7 849, 910 et 5 296, respectivement.

Les estimations non paramétriques des noyaux de richesse (figure 1) laissent supposer que la répartition de la richesse est fortement asymétrique vers la droite et que les valeurs aberrantes seront vraisemblablement non triviales. D'ailleurs, le tableau 1 montre que le niveau moyen

---

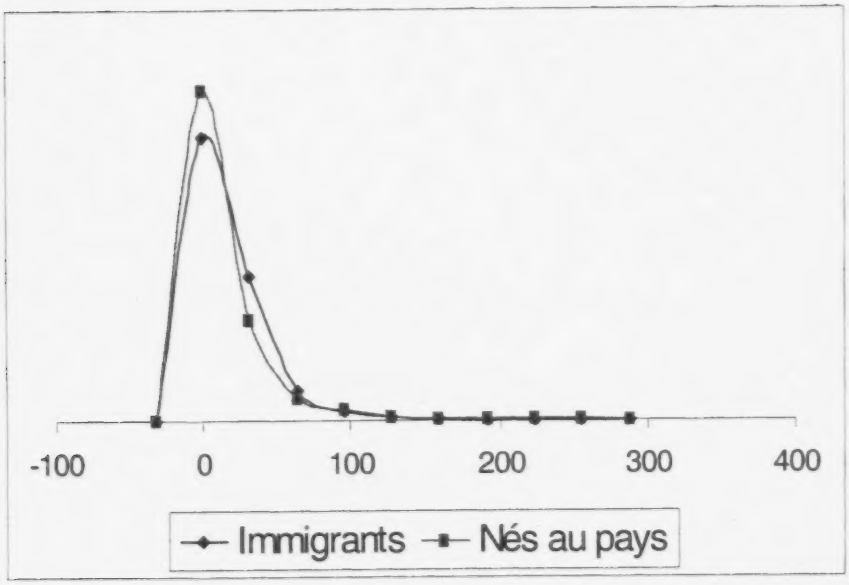
[4] Toutefois, cette définition ne peut être utilisée dans le cas de données longitudinales. Par exemple, si le conjoint d'un SEP immigrant n'est pas lui-même un immigrant et s'il devient le SEP de la famille l'année suivante, la famille d'immigrants est alors considérée comme une famille née au Canada.

[5] La valeur des régimes de pension liés au travail et le revenu de la sécurité sociale sont exclus de l'avoir de la famille car ils ne peuvent être monnayés pour rembourser les dettes de la famille. Néanmoins, ces droits à des prestations futures peuvent avoir un effet négatif sur l'épargne familial. Le tableau A2 illustre les revenus familiaux de rente de retraite et de sécurité sociale (CPP/RPQ, prestations de régimes de retraite privés, SV/SRG). Les chiffres suggèrent que les familles immigrantes et celles nées au Canada (avec un SEP âgé de 55 et plus) ont reçu des montants similaires au chapitre de ces revenus. Si les estimations tiennent pour les futures générations, il n'y a pas de raisons de croire que les futurs revenus de pension de retraite et de sécurité sociale influeront sur les conclusions de la présente étude.

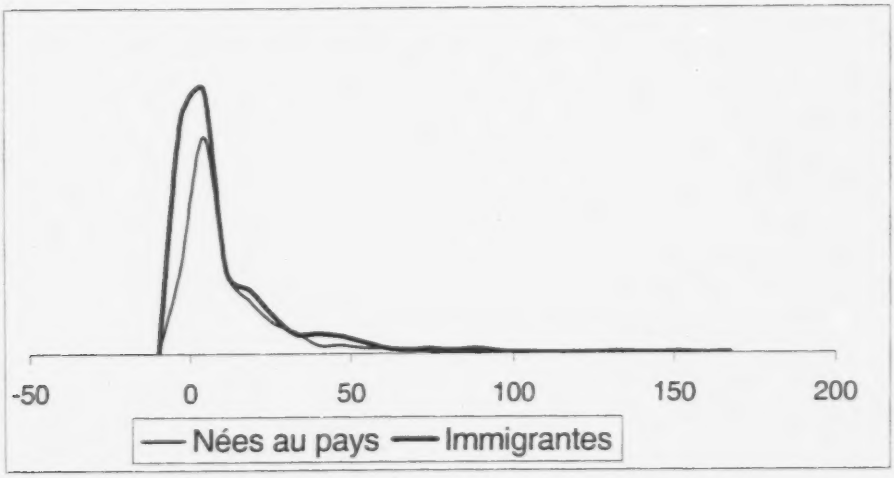
global de richesse des familles de conjoints est à peu près deux fois plus élevé que leur niveau médian global, tandis que le niveau moyen global de richesse des familles de personnes seules est environ quatre fois plus élevé que leur niveau médian global. De même, les niveaux moyen et médian de richesse des familles de conjoints immigrants sont de 6,7 % et 25,9 % plus élevés que ceux des familles nées au pays, tandis que les différences correspondantes entre les familles de personnes seules immigrantes et celles de personnes seules nées au pays sont de 33,1 % et 12,0 %, respectivement. Ainsi, la magnitude de l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et les familles nées au pays diffère selon la mesure adoptée. Au lieu de porter sur un seul point comme la moyenne ou la médiane de la répartition de la richesse, la présente étude examine l'écart de richesse à tous les points majeurs de la répartition.

Figure 1. Estimations non-paramétriques de la répartition de la richesse

(1) Familles de conjoints



(2) Familles de personnes seules



L'écart de richesse entre les familles d'immigrants et les familles nées au pays tient à un certain nombre de facteurs. L'ESF ne fournit pas de données directes sur trois de ces facteurs, soit le taux d'épargne, le rendement des placements et les legs. Notre analyse sera donc fondée sur les données disponibles. Le modèle du cycle de vie est souvent utilisé pour étudier l'accumulation de la richesse. Il est naturel d'élargir cette théorie pour l'appliquer à l'accumulation de la richesse familiale en postulant qu'une famille a aussi son propre cycle de vie. Une famille qui en est à l'une des premières étapes de son cycle de vie peut posséder moins d'avoirs mais le montant de ses dettes peut être assez élevé, tandis qu'une famille qui se trouve à une étape plus avancée de son cycle de vie peut posséder des avoirs considérables et ne pas avoir de dettes. Nous utilisions l'âge du SEP de la famille (et du conjoint dans le cas de la famille de conjoints) pour saisir l'effet du cycle de vie de la famille dans son processus d'accumulation de richesses. Le tableau 1 montre que la richesse des familles de conjoints atteint son maximum lorsque le SEP est âgé de 56 à 65 ans et diminue ensuite, tandis que la richesse des familles de personnes seules évolue de façon plus complexe. La richesse moyenne des familles de personnes seules immigrantes augmente jusqu'à un certain maximum puis diminue, tandis que la richesse médiane des familles de personnes seules immigrantes et la richesse moyenne et médiane des familles de personnes seules nées au pays semblent atteindre leur maximum quand le SEP ait atteint 65 ans[6].

Le revenu familial est un autre facteur qui influe sur l'accumulation de la richesse et, par le même effet, sur l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays. Le tableau 1 montre la richesse moyenne et la richesse médiane pour différents quintiles de revenu familial après impôt. Comme on peut le constater, la richesse familiale s'accroît généralement à mesure qu'augmente le revenu familial après impôt. Toutefois, le revenu familial après impôt est une mesure du revenu courant qui n'est pas à l'abri de chocs aléatoires, puisque l'incidence du chômage et les fluctuations du rendement des placements échappent à la volonté de la famille. En théorie, les décisions de la famille en matière de consommation et d'épargne sont fondées sur le revenu permanent[7]. Pour construire une mesure du revenu permanent, il faudrait disposer idéalement d'observations sur le revenu familial portant sur un certain nombre d'années (Altonji et Doraszelski 2001). Toutefois, étant donné que nous ne disposons que d'un ensemble de données transversales, nous utilisons l'âge, le niveau de scolarité et le sexe comme facteurs influant sur le revenu permanent pour expliquer l'écart de richesse[8].

---

6 Une classification plus fine de l'intervalle d'âge de 5 ans aboutit à la même observation.

7 En outre, le revenu courant est probablement endogène, puisqu'une partie du revenu familial découle de ses avoirs actuels.

8 Blau et Graham (1990) construisent leur mesure du revenu permanent d'après les résultats transversaux de régression du revenu. Ils utilisent le revenu prévu à un âge donné du chef de famille comme mesure du revenu permanent de la famille. Comme nous ne disposons que de données transversales, il semble possible d'appliquer cette méthode. Cependant, le calcul du revenu permanent des familles d'immigrants présente une difficulté particulière. En effet, comme la variable « nombre d'années écoulées depuis la migration » (AEDM) joue un rôle clé dans l'assimilation des immigrants en ce qui a trait aux revenus, il faut l'inclure dans la régression mais, dans le cas de certains immigrants plus âgés arrivés au Canada plus récemment, si l'âge fixé aux fins du calcul du revenu permanent est suffisamment bas. Ces immigrants ne seront pas encore considérés comme des immigrants.

Tableau 1. Richesse moyenne et médiane (en dollars) selon les caractéristiques des familles

	Familles d'immigrants			Familles de personnes nées au pays		
	Médiane	Moyenne	Err.-type	Médiane	Moyenne	Err.-type
Conjoints : richesse globale	159 600	280 154	16 839	126 750	262 631	8 059
Âge du SEP						
<=25	10 275	25 007	6 865	14 700	60 452	13 277
26 - 35	52 000	102 267	14 317	57 701	103 087	7 061
36 - 45	87 800	184 464	33 544	120 120	243 558	18 150
46 - 55	222 904	345 595	23 605	180 200	349 893	19 915
56 - 65	322 000	449 547	44 485	215 500	403 179	26 726
>65	237 502	364 555	63 079	202 069	330 239	17 121
Personnes seules : richesse globale	30 451	140 908	10 717	27 200	105 871	3 384
Âge du SEP						
<=25	1 020	104 601	53 738	1 550	24 797	5 139
26 - 35	7 100	90 940	23 711	14 750	72 876	10 658
36 - 45	16 100	73 159	10 714	36 500	87 218	4 831
46 - 55	62 200	164 803	24 362	49 003	142 287	14 193
56 - 65	82 466	235 067	51 501	55 400	163 670	13 173
>65	101 540	184 247	18 078	90 353	170 944	7 567
Conjoints : revenu après impôt						
q1 - q20	61 070	159 298	33 886	63 400	137 823	9 472
q21 - q40	149 105	214 333	14 381	85 272	161 690	6 500
q41 - q60	133 000	204 248	16 480	110 004	207 106	14 125
q61 - q80	158 000	279 129	25 555	146 455	266 393	15 539
q81 - q100	326 498	511 202	55 169	284 605	551 834	31 062
Personnes seules : revenu après impôt						
q1 - q20	1 020	31 041	10 784	1 497	31 721	6 008
q21 - q40	10 100	76 866	11 710	11 000	64 759	5 699
q41 - q60	18 100	93 006	11 192	26 000	78 762	4 152
q61 - q80	62 200	148 185	20 002	51 900	108 263	5 328
q81 - q100	167 201	310 923	36 233	121 200	253 078	15 663
Conjoints : taille de la famille						
2	200 000	343 935	36 510	151 000	281 512	10 810
3	125 000	257 823	43 967	104 100	238 378	17 568
4	148 260	252 714	18 473	118 000	245 071	19 897
>=5	124 300	236 142	25 904	123 521	274 230	22 625
Personne seule : situation de famille monoparentale						
parent seul	15 100	71 415	15 815	13 550	68 744	9 682
autre famille seule	34 108	152 613	12 267	29 600	110 502	4 167

Outre l'âge et les facteurs liés au revenu permanent, nous examinons également les différences dans la taille de la famille chez les familles de conjoints et la situation de famille monoparentale chez les familles de personnes seules. Du point de vue du transfert de la richesse entre les générations (Blinder, 1973), il serait plus logique d'examiner les différences quant au nombre d'enfants entre les familles d'immigrants et celles nées au pays. Aux fins de transfert, il faut tenir compte des enfants de tous les âges en calculant leur nombre. Cependant, l'ESF de 1999 donne seulement le nombre exact d'enfants âgés de moins de 25 ans. Les enfants adultes âgés de 25 ans et plus sont considérés comme des parents du SEP, même s'ils habitent encore avec ce dernier et seront ses légataires. Par conséquent, nous utilisons la taille de la famille comme mesure de rechange pour calculer le nombre d'enfants dans le cas des familles de conjoints[9]. Le tableau 1 montre que l'effet de la taille de la famille sur la richesse est complexe. Le niveau de richesse des familles de deux personnes, qui sont probablement des couples sans enfant, est plus élevé que celui des familles de taille plus grande. Chez les familles composées de plus de deux personnes, la taille de la famille a un effet à la baisse sur la richesse moyenne des familles d'immigrants, mais un effet à la hausse sur la richesse moyenne et la richesse médiane de celles nées au pays.

La situation de famille monoparentale peut avoir un important effet négatif sur l'accumulation de la richesse dans le cas des familles de personnes seules. Les parents seuls qui ont de jeunes enfants n'ont souvent, pas d'autre choix que d'acheter des services de garde d'enfants afin de travailler. Cela a pour effet de réduire leur épargne et leur niveau de richesse peut être inférieur à celui des familles de personnes seules sans jeunes enfants. D'ailleurs, l'échantillon montre que la richesse moyenne et médiane des familles monoparentales s'établit à environ la moitié de celle des autres familles.

Le tableau 1 à l'annexe contient un sommaire descriptif des caractéristiques exposées ci-dessus. Il montre qu'en moyenne, les SEP des familles de conjoints immigrants ont trois ans de plus que ceux des familles de conjoints nés au pays, et les SEP des familles de personnes seules immigrantes ont cinq ans de plus que ceux des familles de personnes seules nées au pays. Même si le revenu moyen après impôt des familles de personnes seules immigrantes est de 12 % plus élevé que celui des familles de personnes seules nées au pays, la différence entre les familles de conjoints immigrants et celles de conjoints nés au pays est de 1,4 % seulement. La taille moyenne de la famille est de 12 % plus élevée dans le cas des conjoints immigrants que dans le cas des conjoints nés au pays et les personnes seules immigrantes sont 30 % plus susceptibles que les personnes seules nées au pays de vivre dans une famille monoparentale. Pour ce qui est des facteurs associés au revenu permanent, les familles d'immigrants sont plus susceptibles d'avoir un SEP de sexe féminin que les familles nées au pays, bien que la différence ne soit pas importante, et les SEP immigrants (et leurs conjoints) ont un niveau d'instruction plus élevé que ceux nés au pays. Chose remarquable, les immigrants sont près de deux fois plus susceptibles d'avoir fait des études postuniversitaires que les personnes nées au pays.

3. *Quelle est l'ampleur de l'écart de richesse?*

Comme on l'a déjà mentionné, la répartition de la richesse est fortement asymétrique vers la droite et les valeurs aberrantes dans les données sur la richesse sont vraisemblablement non

[9] Il faut reconnaître que la taille de la famille ne saurait en soi permettre de déterminer le nombre exact de légataires éventuels. On songe par exemple aux enfants mariés qui n'habitent pas chez leurs parents.

triviales. Les estimations non paramétriques de la répartition de la richesse (figure 1) montrent un petit nombre de familles dont le niveau de richesse est extrêmement élevé. En pareil cas, les analystes lissent habituellement les données en utilisant le logarithme naturel. Toutefois, le côté gauche de la répartition révèle également, un nombre non négligeable de familles dont le niveau de richesse est nul, voire négatif. Certains économistes excluent ces familles, alors que d'autres procèdent à des transformations complexes[10]. Même si les valeurs aberrantes et les questions de non-normalité sont réglées, il est difficile de déterminer si le niveau de richesse des familles d'immigrants est vraiment plus élevé que celui des familles nées au pays et de combien, lorsqu'on adopte une seule mesure comme la moyenne ou la médiane pour déterminer l'ampleur de l'écart de richesse. Il semble donc plus approprié d'estimer cet écart le long de la courbe complète de répartition de la richesse plutôt qu'à un ou deux points de cette courbe.

On peut calculer simplement l'écart de richesse à chaque point de la répartition comme étant la différence entre le niveau de richesse des familles d'immigrants et des familles nées au pays à différents centiles de la répartition. Par exemple, on peut trouver la richesse médiane des familles d'immigrants et la richesse médiane des familles nées au pays. La différence entre les deux médianes représente l'écart de richesse au 50^{e} centile de la répartition de la richesse. De même, on peut trouver le niveau de richesse des familles d'immigrants et des familles nées au pays au 75^{e} centile de la répartition de la richesse, et la différence entre les deux, représente l'écart de richesse au 75^{e} centile de la répartition de la richesse. Ce calcul est simple mais il ne montre pas les erreurs-types des écarts de richesse estimés[11] et il ne permet pas de procéder à des tests pour déterminer la signification de l'écart de richesse à un point donné de la répartition et d'évaluer si les écarts de richesse à différents points de la répartition sont les mêmes.

La régression généralisée par quantile est une autre méthode qui produit des estimations identiques des écarts de richesse et qui permet de procéder aux tests mentionnés ci-dessus. Cette méthode a été proposée par Koenker et Bassett (1978) et appliquée dernièrement par Buchinsky (1998), Mueller (1998) et Garcia, Hernandez et Lopez-Nicolas (2001), entre autres. Elle présente les avantages suivants : (1) elle permet de mesurer l'écart de richesse à n'importe quel point de la répartition au lieu de produire une seule mesure telle que l'écart de richesse moyen; (2) il s'agit d'une méthode semi-paramétrique qui n'exige de poser aucune hypothèse quant à la répartition selon la variable dépendante; (3) l'estimateur est moins sensible aux valeurs aberrantes que l'estimateur selon la méthode classique des moindres carrés (MCO); finalement (4) il est facile de procéder au test de signification de l'écart et à celui permettant de déterminer si l'écart est le même à différents points de la répartition[12]. Les deuxième et troisième avantages que présente la méthode de régression généralisée par quantile éliminent la nécessité pour nous d'exclure des familles de notre analyse et de procéder à des transformations complexes pour tenir compte des valeurs aberrantes ou des questions de non-normalité.

On peut facilement comprendre cette méthode lorsqu'on examine son application particulière, la régression par la méthode du moindre écart absolu (MEA). Alors que la régression MCO ajuste

[10] Par exemple, Shamsuddin et DeVoretz (1998) excluent toutes les familles dont la valeur nette est inférieure à 3 500 $, tandis que Burbidge et Robb (1985) appliquent une transformation Box-Cox modifiée à toutes les observations de la richesse.

[11] On peut cependant calculer les erreurs-types « bootstrap ».

[12] Toutefois, les tests sont asymptotiques.

la variable dépendante comme fonction linéaire de certaines variables explicatives par la moyenne, la régression MEA ajuste la variable dépendante comme fonction linéaire de variables explicatives par la médiane de la variable dépendante. Prolongeant la notion de la régression MEA, la régression généralisée au $q^{ième}$ quantile ajuste la variable dépendante comme fonction linéaire de certaines variables explicatives par le $q^{ième}$ quantile de la variable dépendante. Comme l'a montré Buchinsky (1998), les estimateurs généralisés des quantiles sont convergents et distribués normalement d'une façon asymptotique, ce qui permet de procéder à un test de signification d'un estimateur et à des tests de la différence entre estimateurs.

Afin d'estimer l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays au $q^{ième}$ quantile de la répartition de la richesse, il nous suffit de préciser l'espérance conditionnelle de richesse au $q^{ième}$ quantile comme fonction linéaire d'une constante et d'une variable binaire pour le statut d'immigrant.

$$w_i = \alpha^q + \beta^q IMG_i + \varepsilon_i^q \qquad (1)$$

où w_i est le niveau de richesse, IMG_i est une variable binaire qui est égale à 1 si la famille i est une famille d'immigrants et à 0 si la famille est née au pays. La seule hypothèse qu'il faut poser est la contrainte voulant que $Q^q(w_i | IMG_i)$, le $q^{ième}$ quantile de la densité de la richesse dépendant de IMG_i, soit égal à $\alpha^q + \beta^q IMG_i$ ou, de façon équivalente, $Q^q(\varepsilon^q | IMG_i) = 0$. L'estimation de β^q représente l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays au $q^{ième}$ quantile de la répartition de la richesse[13]. En outre, l'équation peut être estimée en même temps à différentes valeurs de q pour obtenir la matrice de variance-covariance pour les βs à ces différents quantiles. Comme ces estimateurs sont asymptotiquement normaux, on peut vérifier l'égalité des écarts de richesse à différents points de la répartition.

[13] Lorsque l'équation est estimée par régression MCO, l'estimation de β mesure l'écart de richesse moyen.

Tableau 2. Écart de richesse observé entre les familles d'immigrants et celles nées au pays (10 000 $)

	Toutes les familles		Familles de conjoints		Familles de personnes seules	
Point	Écart	stat.-t	écart	t-stat.	écart	stat-t
Moyenne	3,80	3,30	1,75	1,00	3,50	3,55
5e	-0,06	-0,54	-0,10	-1,03	-0,14	-0,65
10e	0,00	0,00	-0,52	-3,12	-0,10	-1,54
15e	-0,02	-0,24	-0,82	-3,46	0,00	-0,05
20e	-0,04	-0,26	-0,62	-1,54	-0,01	-0,32
25e	-0,02	-0,11	-0,07	-0,20	-0,06	-0,58
30e	0,33	1,30	0,30	0,81	-0,16	-1,79
35e	0,99	2,89	0,89	1,86	-0,18	-0,85
40e	1,63	5,22	1,98	3,72	-0,20	-0,85
45e	2,13	5,11	2,89	4,56	-0,30	-0,87
50e	3,44	7,27	3,29	4,79	0,33	0,70
55e	4,82	8,76	3,69	5,17	1,41	2,32
60e	5,06	8,67	4,77	6,16	1,49	2,33
65e	5,62	7,45	6,12	6,35	2,69	3,45
70e	7,08	8,93	6,58	5,68	5,25	4,94
75e	8,35	8,47	7,05	4,72	5,30	4,71
80e	9,89	8,85	6,68	3,43	6,51	5,59
85e	11,40	7,47	6,99	3,40	7,40	4,55
90e	10,99	4,96	7,79	2,29	13,94	5,63
95e	11,59	2,85	1,01	0,16	14,50	2,55
Nbre d'obs.	15 801		9 595		6 206	

Le tableau 2 montre les écarts de richesse estimatifs entre les familles d'immigrants et celles nées au pays à différents points de la répartition de la richesse. Lorsque toutes les familles sont regroupées, le niveau de richesse des immigrants est plus élevé que celui des personnes nées au pays à la médiane et sur une large partie de la courbe de répartition de la richesse. L'écart de richesse moyen est estimé à 38 000 $ et s'établit entre 10 000 $ au 35e centile et 116 000 $ au 95e centile. On ne constate pratiquement aucun écart de richesse en dehors de cette fourchette. Même si l'écart de richesse moyen s'établit à 17 500 $ et n'est donc pas significativement différent de zéro entre les familles de conjoints immigrantes et celles nées au Canada, on ne peut faire abstraction des écarts dans la répartition de la richesse. Entre les 10e et 20e centiles, les données recueillies laissent supposer que le niveau de richesse de familles d'immigrants est inférieur à celui des familles nées au pays. L'écart de richesse s'établit entre -5 000 $ au 10e centile et -8 000 $ au 15e centile. Ces différences sont appréciables mais non énormes. Chose plus remarquable, le niveau de richesse des familles de conjoints immigrants est plus élevé que celui de leurs homologues nés au pays du 35e au 90e centile de la répartition. L'écart de richesse se situe entre 20 000 $ au 40e centile et 78 000 $ au 90e centile, et s'accentue de façon générale jusqu'au 90e centile de la répartition. Plusieurs tests fondés sur les résultats d'une régression simultanée par quantile[14] permettent de rejeter définitivement l'hypothèse selon laquelle les

[14] La méthode SQREG de Stata est utilisée pour procéder à la régression simultanée par quantile au moyen de 500 répétitions bootstrap pour obtenir une estimation de la matrice de variance-covariance des estimateurs.

écarts de richesse sont les mêmes le long de la courbe de répartition. Par exemple, pour l'hypothèse nulle voulant que les écarts de richesse aux 50^{e}, 75^{e} et 90^{e} centiles soient égaux, nous obtenons une statistique-F de 4,80 avec une valeur p- de 0,008, tandis que pour les tests de l'égalité de l'écart de richesse aux 40^{e}, 60^{e} et 80^{e} centiles, la statistique -F est 12,65 et la valeur -p est presque nulle.

L'écart de richesse moyen entre les familles de personnes seules immigrantes et les familles de personnes seules nées au pays est estimé à 35 000 $ et, diffère significativement de 0. Le long de la courbe de répartition, on constate que le niveau de richesse des familles de personnes seules immigrantes est plus élevé que celui de leurs homologues nés au pays et ce, du 55^{e} au 95^{e} centile. L'écart de richesse se situe entre 14 000 $ au 55^{e} centile et 145 000 $ au 95^{e} centile. Par contre, il n'existe pas de preuve convaincante que le niveau de richesse des familles de personnes seules immigrantes à faible niveau de richesse est inférieur à celui de leurs homologues nés au pays. Les seuls points où le niveau de richesse des familles seules immigrantes pourrait être inférieur à celui des familles seules nées au pays se situent aux 10^{e} et 30^{e} centiles, et les écarts de richesse à ces points sont négligeables (-1 000 $ et -1 600 $). Comme dans le cas des familles de conjoints immigrants et de celles de conjoints nés au pays, nous avons de très bonnes raisons de rejeter l'hypothèse de l'égalité des écarts de richesse le long de la courbe de répartition. Par exemple, la statistique -F pour vérifier l'égalité des écarts de richesse aux 55^{e}, 75^{e} et 95^{e} centiles est 10,36 et la valeur -p est pratiquement nulle. Nous rejetons aussi catégoriquement l'égalité des écarts de richesse aux 65^{e}, 75^{e} et 85^{e} centiles.

Pour résumer, les résultats ci-dessus montrent qu'il existe des écarts de richesse entre les familles d'immigrants et les familles nées au pays dans la répartition. Dans la partie inférieure de la répartition, il y a des preuves que le niveau de richesse des familles d'immigrants à faible niveau de richesse est inférieur à celui de leurs homologues nés au pays. Toutefois, sur une grande partie de la répartition, soit du 40^{e} au 90^{e} centile pour les familles de conjoints et du 55^{e} au 95^{e} centile pour les familles de personnes seules, il y a de fortes preuves que le niveau de richesse des familles d'immigrants est plus élevé que celui de leurs homologues nés au pays et que les écarts de richesse ne sont pas égaux à différents points de la répartition. Ils sont petits dans la tranche moyenne inférieure de répartition de la richesse dans le cas des familles de conjoints et dans la tranche moyenne dans le cas des familles de personnes seules, mais ils deviennent assez importants dans les tranches supérieures et moyenne-supérieure de répartition de la richesse.

4. Explication de l'écart de richesse

La section précédente montre l'existence et la magnitude de l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays. Nous tâchons maintenant, d'expliquer l'écart de richesse et l'aide de quelques variables clés qui peuvent avoir des incidences importantes sur l'accumulation de la richesse. Nous expliquons d'abord l'écart de richesse en imposant comme contrainte que la répartition de la richesse est identique dans le cas des fouilles d'immigrants et de celles nées au pays. Je relâche ensuite cette contrainte pour procéder à une analyse semi-paramétrique.

4.1 Résultats de l'application du modèle contraint

Comme on en a discuté à la section 2, outre l'épargne, le rendement des placements et l'héritage, des caractéristiques comme l'âge du soutien économique principal (et du conjoint), la taille de la

famille et la situation de famille monoparentale (dans le cas des familles de personnes seules) ainsi que d'autres facteurs qui influent sur le revenu permanent de la famille, jouent un rôle important dans l'accumulation de la richesse. Dans un premier temps, nous inclurons ces variables disponibles dans l'équation (1) en imposant comme contrainte que leurs effets sur la sont les mêmes pour les familles d'immigrants et celles nées au pays. Les coefficients du statut d'immigrant dans ce modèle élargi indique dans quelle mesure l'écart de richesse entre les immigrants et les personnes nées au pays reste inexpliqué après avoir tenu compte de l'effet d'un certain nombre de différences observables. Ces coefficients sont aussi appelés « écart de richesse conditionnel » entre les familles d'immigrants et celles nées au pays. Les ratios entre ces coefficients et l'écart de richesse observé montrent la partie de cet écart qui demeure inexpliquée après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques des familles d'immigrants et des familles nées au pays. On estime trois spécifications. Dans le modèle 1, seules des variables binaires âge du SEP (et du conjoint, dans le cas de familles de conjoints) sont incluses comme variables explicatives supplémentaires. Dans le modèle 2, on ajoute la taille de la famille (situation de famille monoparentale dans le cas des familles de personnes seules). Dans le modèle 3, on ajoute le sexe du SEP, son niveau de scolarité et l'interaction entre le niveau de scolarité et le sexe du SEP (et du conjoint, dans le cas des familles de conjoints). On présente les principaux résultats au tableau 3.

Comme on pouvait s'y attendre, les coefficients relatifs au statut d'immigrant deviennent plus petits lorsque des contrôles supplémentaires sont ajoutés. Nous examinons d'abord le segment de la répartition dans lequel le niveau de richesse des familles d'immigrants est supérieur à celui de leurs homologues nés au pays (du 35^{e} au 90^{e} centile dans le cas des familles de conjoints, et du 55^{e} au 95^{e} centile dans le cas des familles de personnes seules). Le modèle 1 montre que les écarts de richesse observés sont beaucoup plus petits lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge du SEP et du conjoint. D'ailleurs, la plupart des coefficients relatifs au statut d'immigrant deviennent alors non significatifs ou d'une signification marginale dans le cas des familles de conjoints. Par exemple, à la médiane, le coefficient passe à 6 300 $, avec une statistique-t de 1,71 et, au 90^{e} centile, il passe de 78 000 $ à 13 000 $ (t = 0,64). Même si les coefficients diminuent de façon moins marquée dans le cas des familles de personnes seules, il est évident que l'âge du SEP joue un rôle très important dans l'écart de richesse entre les familles de personnes seules immigrantes et celles nées au pays. Dans l'ensemble, le modèle 1 montre que l'âge du SEP et du conjoint peut expliquer au moins 70 % de l'écart de richesse (au 60^{e} centile) entre les familles de conjoints immigrants et celles de conjoints nés au pays, tandis que l'âge du SEP seul peut expliquer au moins 27 % de l'écart de richesse (au 95^{e} centile) entre les familles de personnes seules immigrantes et les familles de personnes seules nées au pays.

Dans le cas des familles de personnes seules, lorsqu'on tient compte de l'effet de la situation de famille monoparentale et de l'âge du SEP (modèle 2), les coefficients relatifs au statut d'immigrant sont légèrement réduits par rapport à ceux du modèle 1. Le modèle 2 explique au moins 32 % de l'écart de richesse (au 95^{e} centile) chez les familles de personnes seules. Dans le modèle 2, pour les familles de conjoints, les coefficients estimatifs aux points allant du 35^{e} au 90^{e} centile de la répartition sont non significatifs ou marginalement significatifs seulement, et au moins 76 % de l'écart de richesse (au 60^{e} centile) s'explique par l'âge du SEP, l'âge du conjoint et la taille de la famille. Les résultats du modèle 3 montrent qu'entre 52 % et 128 % de l'écart de richesse observé chez les familles de personnes seules peut s'expliquer par l'âge du SEP, la situation de famille monoparentale et les facteurs liés au revenu permanent, et qu'au moins 76 %

de l'écart de richesse entre les familles de conjoints immigrants et les familles de conjoints nés au pays peut s'expliquer par l'âge du SEP et du conjoint, la taille de la famille et les facteurs liés au revenu permanent. Il est intéressant de constater que le modèle 3 n'explique pas l'écart de richesse observé mieux que le modèle 2 dans le cas des familles de conjoints, mais qu'il l'explique nettement mieux que le modèle 2 dans le cas des familles de personnes seules.

Dans le cas des familles à faible revenu, le coefficient rattaché au statut d'immigrant diminue aussi lorsqu'on impose des contrôles supplémentaires. Par exemple, au 10^{e} centile, l'écart de richesse observé de -5 200 $ entre les familles de conjoints passe à -7 400 $, -7 200 $ et -14 700 $, tandis que l'écart observé de -1 000 $ entre les familles de personnes seules passe à -1 300 $, -1 400 $ et -1 900 $ dans les conditions des modèles 1, 2 et 3, respectivement. Cependant, comme l'écart de richesse observé entre les familles d'immigrants et celles de personnes nées au pays est négatif, le niveau de richesse des immigrants étant inférieur à celui des personnes nées au pays; les coefficients nettement plus petits donnent à penser que l'écart de richesse s'accentue lorsqu'on ajoute des contrôles supplémentaires. Ce résultat montre que les familles d'immigrants à faible niveau de richesse pourraient avoir un comportement différent de celui des immigrants à d'autres niveaux de richesse en ce qui a trait au processus d'accumulation de la richesse.

On trouvera au tableau A3 en annexe, le jeu complet des estimations des coefficients des trois modèles. Sauf à l'extrémité inférieure de la répartition, les résultats montrent que l'effet de l'âge du SEP augmente constamment tout au long de la courbe de répartition de la richesse, et que l'effet de l'âge du conjoint augmente constamment jusqu'à la tranche moyenne supérieure de la répartition de la richesse, puis commence à baisser. En outre, l'effet du niveau de scolarité du SEP augmente à chaque point de la répartition. Bien que l'effet du niveau de scolarité du conjoint ne soit pas significatif dans la tranche inférieure de la répartition de la richesse, il commence à augmenter à partir de la tranche moyenne. L'effet de la taille de la famille sur le niveau de richesse des familles de conjoints augmente aussi tout au long de la courbe de répartition, mais l'effet du sexe sur le niveau de richesse demeure de façon générale constant, tandis que le statut de famille monoparentale est généralement sans pertinence dans le processus d'accumulation de la richesse des familles de personnes seules.

Tableau 3. Effet des variables clés sur l'écart de richesse (10 000 $)

I. Famille de conjoints

		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
Point	Écart brut	Écart ét.	Stat.-t	Écart ét.	Stat.-t	Ecart ét.	Err.-type
5e	-0,10	**-0,38**	-2,56	**-0,44**	-2,97	**-1,01**	-5,48
10e	-0,52**	**-0,74**	-3,48	**-0,72**	-3,39	**-1,47**	-6,49
15e	-0,82**	**-0,82**	-3,71	**-0,89**	-4,17	**-1,57**	-9,12
20e	-0,65*	**-0,80**	-2,63	**-0,83**	-2,69	**-1,35**	-5,14
25e	-0,07	-0,29	-0,95	-0,37	-1,27	**-1,05**	-4,74
30e	0,30	-0,03	-0,10	-0,10	-0,34	**-0,70**	-2,13
35e	0,89**	0,02	0,06	-0,02	-0,06	-0,58	-1,48
40e	1,98**	0,21	0,47	0,02	0,05	-0,16	-0,43
45e	2,89**	**0,59**	1,72	0,41	0,93	0,50	0,13
50e	3,29**	**0,63**	1,71	0,37	0,84	0,24	0,45
55e	3,69**	**0,90**	1,78	**0,83**	1,61	**0,85**	2,00
60e	4,77**	**1,42**	2,32	**1,12**	1,86	**0,99**	2,11
65e	6,12**	**1,42**	2,09	**0,96**	1,50	**1,08**	1,94
70e	6,58**	**1,66**	1,91	**1,41**	1,57	**1,57**	2,42
75e	7,05**	**1,28**	1,60	0,49	0,56	**1,35**	1,73
80e	6,68**	0,86	0,73	0,33	0,29	1,09	1,20
85e	6,99**	-0,33	-0,22	-0,91	-0,60	0,67	0,51
90e	7,79**	1,30	0,64	0,66	0,31	-0,37	-0,22
95e	1,01	-3,92	-0,78	-5,17	-1,25	-3,00	-0,86
MCO	1,75	-0,75	-0,43	-1,25	-0,71	-3,03	-1,71

II. Famille de personne seule

5e	-0,14	-0,05	-0,80	-0,05	-0,80	-0,08	-0,80
10e	-0,10**	**-0,13**	-3,97	**-0,14**	-4,33	**-0,19**	-4,51
15e	0,00	**-0,17**	-4,60	**-0,16**	-4,26	**-0,34**	-8,26
20e	-0,01	**-0,17**	-2,76	**-0,17**	-2,73	**-0,39**	-5,35
25e	-0,06	**-0,25**	-2,61	**-0,26**	-2,79	**-0,43**	-5,28
30e	-0,16**	**-0,36**	-5,21	**-0,39**	-4,97	**-0,57**	-7,47
35e	-0,18	**-0,49**	-7,06	**-0,48**	-6,77	**-0,59**	-5,18
40e	-0,20	**-0,44**	-4,46	**-0,37**	-3,67	**-0,60**	-4,64
45e	-0,30	**-0,31**	-3,88	**-0,35**	-2,58	**-0,60**	-4,06
50e	0,33	-0,25	-1,61	-0,21	-1,00	**-0,51**	-3,30
55e	1,41**	-0,25	-1,00	-0,32	-1,23	**-0,39**	-2,39
60e	1,49**	-0,30	-1,12	-0,19	-0,73	-0,15	-0,63
65e	2,69**	0,34	1,31	0,41	1,31	**0,52**	2,09
70e	5,25**	**1,02**	2,56	**0,79**	1,77	**1,67**	6,34
75e	5,30**	**1,21**	2,89	**1,35**	3,37	**2,55**	9,47
80e	6,51**	**3,25**	4,84	**3,27**	4,49	**2,94**	5,65
85e	7,40**	**4,92**	4,27	**4,74**	5,12	**2,87**	3,55
90e	13,94**	**5,67**	2,72	**5,16**	3,15	**5,02**	6,61
95e	14,50**	**10,54**	2,53	**9,85**	2,55	**6,09**	2,45
MCO	3,50**	**2,05**	2,09	**2,14**	2,19	1,24	1,29

*.Point significatif à 10 %. **. Point significatif à 5 %.

Pour résumer, dans le cas des familles dont le niveau de richesse est moyen et élevé où le niveau de richesse des familles de conjoints immigrants est supérieur à celui de leurs homologues nés au pays, plus de 70 % de l'écart de richesse observé est attribuable au cycle de vie de la famille, à la taille de la famille et aux facteurs liés au revenu permanent. Entre les 55^{e} et 95^{e} centiles de la répartition où le niveau de richesse des familles de personnes seules immigrantes est plus élevé que celui de leurs homologues nés au pays, au moins 52 % de l'écart de richesse observé est attribuable à l'âge du SEP, à la situation de famille monoparentale et aux facteurs liés au revenu permanent (au 75^{e} centile dans le modèle 3). À l'extrémité inférieure de la répartition de la richesse, l'écart conditionnel entre les familles d'immigrants à faible niveau de richesse et leurs homologues nés au pays diffère de l'écart observé lorsqu'on tient compte de l'effet d'un certain nombre de caractéristiques des familles, de sorte que l'écart observé ne s'explique pas par les facteurs ci-dessus pour cette tranche de la répartition.

4.2 Décomposition semi-paramétrique

Le résultat ci-dessus est assujetti à la contrainte voulant que les effets de certaines des variables clés sur l'accumulation de la richesse soient identiques dans le cas des familles d'immigrants et dans le cas des familles nées au pays. Il est donc nécessaire de procéder à une décomposition en relâchant cette contrainte. En général, on applique la méthode de décomposition d'Oaxaca selon laquelle on attribue la différence moyenne des variables dépendantes entre deux groupes à une composante expliquée, soit les différences dans les caractéristiques observées et à une composante inexpliquée, soit les différences dans les caractéristiques non observées. L'une des difficultés que présente cette méthode tient à la nécessité d'établir une spécification paramétrique pour l'espérance conditionnelle de la variable dépendante (dans le cas qui nous intéresse, la richesse). Comme l'ont montré Barsky, et al. (2001), une erreur de spécification de la fonction régression donnera vraisemblablement lieu à des inférences irrégulières concernant la partie attribuable aux différences dans les variables explicatives. Pour contourner ce problème, nous modifions et appliquons dans la présente étude la méthode de décomposition semi-paramétrique proposée par DiNardo, Fortin et Lemieux (DFL), (1996). Cette méthode est conçue essentiellement dans la même optique que la méthode de décomposition d'Oaxaca. La question clé est celle de savoir quelle serait la répartition de la richesse des familles d'immigrants si on leur attribuait les mêmes caractéristiques que les familles nées au pays ou quelle serait la répartition de la richesse des familles nées au pays si on leur attribuait les mêmes caractéristiques que les familles d'immigrants. Une légère modification du principe DFL nous permet de répondre aux questions contre-factuelles ci-dessus. Lorsqu'on applique la règle de la probabilité conditionnelle, la densité de richesse marginale (w) d'une famille ayant la ou les caractéristique(s) x est

$$f(w) = \int f(w|x)g(x)dx,$$

où $f(\cdot)$ et $g(\cdot)$ sont des fonctions de densité.
La densité observée de la richesse d'une famille d'immigrants (IMG=1) peut être écrite sous la forme suivante :

$$f(w|IMG=1) = \int f^{IMG}(w|x)g(x|IMG=1)dx.$$

La densité contre-factuelle de la richesse d'une famille d'immigrants à laquelle on attribuerait les caractéristiques d'une famille née au pays (IMG=0) peut être définie comme suit :

$$f_{CF}^{IMG}(w) = \int f^{IMG}(w|x)g(x|IMG=0)dx$$
$$= \int f^{IMG}(w|x)g(x|IMG=1)\psi(x)dx.$$

où

$$\psi(x) = \frac{g(x|IMG=0)}{g(x|IMG=1)}.$$

est un facteur de « repondération ». En appliquant la règle de Bayes' de la fonction de densité inconditionnelle $g(x)$, nous obtenons l'équation suivante :

$$\frac{g(x|IMG=0)P(IMG=0)}{P(IMG=0|x)} = \frac{g(x|IMG=1)P(IMG=1)}{P(IMG=1|x)}.$$

Cela laisse supposer que le facteur de repondération $\psi(x)$, un ratio de deux densités conditionnelles, peut être écrit comme suit :

$$\psi(x) = \frac{P(IMG=1)}{P(IMG=0)} \frac{P(IMG=0|x)}{P(IMG=1|x)} \qquad (2)$$

On peut établir des statistiques telles que la moyenne pondérée, la variance pondérée et les quantiles pondérés, ainsi que la fonction densité pondérée (non paramétriquement) de la richesse pour les familles d'immigrants en utilisant comme facteurs de pondération les valeurs estimées dans $\psi(x)$[15]. Ils sont appelés, respectivement, moyenne contre-factuelle, variance contre-factuelle, quantiles contre-factuels et fonction densité contre-factuelle. On peut considérer le premier élément de la seconde partie de l'équation (2) comme approximativement égal au ratio des familles d'immigrants et des familles nées au Canada; tandis que le deuxième élément est le ratio de deux probabilités conditionnelles; chacun pouvant être calculé au moyen d'une régression logit (ou probit) sur la ou les variable(s)s explicative(s) x.

Bien que la décomposition de l'écart de richesse puisse être fondée sur la moyenne contre-factuelle ou la densité contre-factuelle, nous utilisons ici les quantiles contre-factuels. Les résultats de la décomposition fondée sur les quantiles sont directement comparables à ceux obtenus dans les deux sections précédentes[16]. Les écarts de richesse entre les familles d'immigrants et les familles nées au pays à différents quantiles de la répartition, peuvent être décomposés en une partie expliquée et une partie inexpliquée comme suit :

---

[15] Les enquêtes statistiques ont généralement leurs propres d'enquête. En estimant la densité contre-factuelle d'une variable, on utilise à la fois le poids d'enquête et le facteur de « repondération ». Le nouveau poids est simplement le produit de ces deux poids normalisés de manière à totaliser 1.

[16] Comme l'écart de richesse moyen entre les familles de conjoints immigrants et les familles de conjoints nés au pays est non significative, une décomposition fondée sur la moyenne ne revêt pas beaucoup d'intérêt ici.

$$W_q^{IMG} - W_q^{CND} = \left[W_q^{IMG} - \omega_q^{IMG}\right] + \left[\omega_q^{IMG} - W_q^{CND}\right] \qquad (3)$$

où ω_q^{IMG} est le $q^{ième}$ quantile contre-factuel de richesse pour les familles d'immigrants estimé à l'aide du facteur de repondération et W_q^{IMG} et W_q^{CND} sont des quintiles de richesse observées pour les immigrants et les personnes nées au Canada.

Le tableau 4 contient les résultats de la décomposition pour trois spécifications du modèle logit. Le modèle 1 comprend seulement les variables fictives âge du SEP (et du conjoint), le modèle 2 ajoute la taille de la famille dans le cas des familles de conjoints et la situation de famille monoparentale pour les familles de personnes seules, et le modèle 3 ajoute en outre le niveau de scolarité, le sexe et leur interaction. On procède à la décomposition en premier lieu à l'aide des quantiles contre-factuels de richesse des familles d'immigrants, c'est-à-dire les quantiles de richesse dans lesquels se situeraient les familles d'immigrants si on leur attribuait les caractéristiques des familles nées au pays. Le pourcentage expliqué est calculé comme le ratio entre la partie expliquée (premier élément du second membre de l'équation (3)) de l'écart de richesse et l'écart observé (premier membre de l'équation (3)). On procède à l'autre décomposition, à l'aide des quantiles de richesse contre-factuels des familles nées au pays. Dans cette autre décomposition, les modèles logit permettent de procéder à une régression du statut de famille de personne née au pays sur les mêmes variables explicatives que ci-dessus.

Le résultat montre que, dans le cas des familles de conjoints, dans la tranche inférieure de la répartition où le niveau de richesse des familles d'immigrants est inférieur à celui des familles nées au pays, aucun des facteurs que nous avons explorés n'explique l'écart de richesse négatif entre les immigrants et les personnes nées au pays. D'ailleurs, selon les résultats des trois modèles, le niveau de richesse des familles d'immigrants serait inférieur à celui observé, si on leur attribuait les caractéristiques de leurs homologues nés au pays. Dans le segment qui reste de la répartition de la richesse (du 40^e au 90^e centile) où le niveau de richesse des familles d'immigrants est supérieur à celui des familles nées au pays, l'âge du SEP (et du conjoint) joue un rôle important dans l'écart de richesse. Lorsqu'on tient compte uniquement de l'effet de l'âge du SEP (modèle 1), celui-ci explique au moins 42 % de l'écart de richesse quand on utilise les quantiles de richesse contre-factuels pour les immigrants aux fins de la décomposition (panel A) et au moins 31 % de l'écart quand on utilise les quantiles de richesse contre-factuels pour les familles nées au pays (panel B). Lorsqu'on tient compte aussi de l'effet de la taille de la famille (modèle 2), celui-ci explique au moins 52 % de l'écart de richesse selon la première méthode de décomposition (panel A) et au moins 37 % selon la deuxième méthode de décomposition (panel B). Lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge du SEP, de la taille de la famille et des facteurs liés au revenu permanent (modèle 3), ils expliquent au moins 58 % de l'écart de richesse dans le cas du panel A et au moins 71 % de l'écart dans le cas du panel B.

Dans le cas des familles de personnes seules, le résultat est conforme à celui du modèle contraint où le statut de famille monoparentale n'aide pas beaucoup à expliquer l'écart de richesse. Dans ce qui suit, par conséquent, notre discussion porte surtout sur les modèles 1 et 3. Les deux méthodes de décomposition expliquent bien les écarts de richesse dans la tranche moyenne-supérieure de la répartition. Le modèle 1 explique au moins 31 % de l'écart de richesse du 55^e au 85^e centile et le modèle 3, au moins 37 %. Dans la tranche supérieure de la répartition

(particulièrement aux 90e et 95e centiles), toutefois, la méthode de décomposition (panel A) fondée sur la richesse contre-factuelle des immigrants ne donne pas de bons résultats.

Tableau 4. Décomposition semi-paramétrique (% de l'écart de richesse expliqué)

		Panel A. contre-factuel immigrants			Panel B. contrefactuel personnes nées au Canada		
I. Familles de conjoints							
Point	écart brut	modèle 1	modèle 2	modèle 3	modèle 1	modèle 2	modèle 3
10e	-0,52	-34,6	-40,4	-42,3	-77,7	-75,2	-81,6
15e	-0,82	-46,7	-52,9	-56,6	-81,5	-88,6	-104,0
40e	1,98	125,9	158,7	170,1	70,2	73,7	112,3
45e	2,89	92,7	110,2	124,6	56,8	62,7	91,2
50e	3,29	75,5	98,2	111,8	53,1	62,7	92,9
55e	3,69	72,1	94,8	102,5	47,2	57,7	85,4
60e	4,77	66,5	87,0	97,4	38,4	46,1	80,9
65e	6,12	60,0	72,9	85,9	34,3	40,8	70,5
70e	6,58	50,2	60,8	69,9	30,6	36,9	72,6
75e	7,05	41,8	54,6	58,4	34,8	46,1	92,3
80e	6,68	44,2	52,1	59,3	37,1	62,6	113,1
85e	6,99	54,4	70,1	73,7	45,2	59,9	142,0
90e	7,79	86,8	91,9	99,0	59,4	71,4	199,5
II. Familles de personnes seules							
moyenne	3,50	27,2	22,9	37,8	42,2	40,7	76,3
55e	1,41	144,2	144,2	149,9	97,2	90,1	119,9
60e	1,49	74,5	73,8	87,9	87,7	83,1	121,5
65e	2,69	74,9	72,9	79,4	60,8	58,2	84,6
70e	5,25	70,3	69,1	69,5	39,1	36,0	48,8
75e	5,30	35,9	33,6	36,8	46,2	44,2	61,3
80e	6,51	57,9	55,3	58,4	32,1	28,1	47,7
85e	7,40	34,3	28,4	48,6	31,1	27,0	43,9
90e	13,94	19,1	17,7	35,8	18,8	17,6	32,3
95e	14,50	0,0	-1,3	1,8	32,4	27,1	55,4

Comme l'écart de richesse moyen observé entre les familles de personnes seules immigrantes et les familles de personnes seules nées au pays est considérable, on peut procéder à une décomposition tant par la méthode DFL que par celle d'Oaxaca (1973). Selon le tableau 4, les décompositions DFL montrent que le modèle 1, où seul l'âge du SEP est employé pour élaborer le facteur de pondération, explique entre 27 % et 42 % de l'écart de richesse moyen, et que le modèle 3, dans lequel l'âge du SEP, la situation de famille monoparentale et les facteurs liés au revenu permanent sont tous employés aux fins des régressions logit, explique entre 38 % et 76 % de l'écart total. Même si la décomposition par la méthode d'Oaxaca comporte certaines limitations mentionnées plus haut, on peut en comparer les résultats pour ce qui est de l'écart de

richesse moyen avec ceux de la décomposition DFL. Les résultats de la décomposition d'Oaxaca sont indiqués au tableau 5. Ils sont presque les mêmes que ceux de la décomposition DFL et laissent également supposer, que l'âge du SEP est le facteur le plus important lorsqu'il s'agit d'expliquer l'écart de richesse et que les facteurs liés au revenu permanent jouent peut-être aussi un rôle important.

Tableau 5. Décomposition par la méthode d'Oaxaca de l'écart moyen entre les familles de personnes seules

	Schéma I			Schéma II		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Pourcentage total expliqué	27,2	23,5	32,8	42,3	40,3	71.1
Pourcentage expliqué par l'âge du SEP	27,2	27,2	33,1	42,3	42,1	49.4
Pourcentage expliqué par la situation de famille monoparentale	--	-3,7	-2,6	--	-1,8	1,2
Pourcentage expliqué par les facteurs liés au revenu permanent	--	--	2,4	--	--	20,5

Pour résumer, l'analyse libre de toute contrainte montre que les principaux résultats du modèle contraint demeurent valables lorsque la contrainte est relâchée. Sur la fourchette de répartition de la richesse où le niveau de richesse des familles d'immigrants est plus élevé que celui des familles nées au pays (du 40^{e} au 90^{e} centile dans le cas des familles de conjoints et du 55^{e} au 90^{e} centile dans le cas des familles de personnes seules), une part significative de l'écart de richesse entre les immigrants et les personnes nées au pays est attribuable à l'âge du SEP (et du conjoint) ainsi qu'aux facteurs liés au revenu permanent. Dans la tranche inférieure de la répartition de la richesse, toutefois, où le niveau de richesse des familles d'immigrants est inférieur à celui des familles nées au pays, l'écart de richesse observé ne s'explique par aucun des facteurs que nous avons examinés. Il faut donc conclure que les familles à faible niveau de richesse peuvent avoir un comportement différent de celui des familles à d'autres niveaux de richesse en ce qui a trait au processus d'accumulation de la richesse.

5. *L'effet de cohorte*

On peut aussi utiliser le modèle de régression généralisée par quantile, illustré dans l'équation (1), pour examiner l'effet de la cohorte sur l'écart de richesse. Lorsque la variable binaire statut d'immigrant est remplacée par quelques variables binaires indiquant les périodes d'entrée des immigrants au Canada, le cœfficient d'une variable binaire de cohorte peut être interprété comme l'écart de richesse observé entre une famille typique née au pays et une famille d'immigrants moyenne dans cette cohorte. Nous regroupons ici les familles d'immigrants en trois cohortes selon le nombre d'années écoulées depuis la migration du soutien économique principal soit : celles qui sont arrivées avant 1976, celles qui sont arrivées entre 1976 et 1985 et celles qui sont arrivées entre 1986 et 1999. Nous nous penchons tout particulièrement sur la cohorte de 1976-1985, celle dont la situation à l'entrée est pire que celle des immigrants précédents et qui affiche un taux d'assimilation nul en ce qui a trait au revenu, selon Baker et Benjamin (1994) et

Bloom et al. (1995). La taille de l'échantillon et les résultats des estimations sont indiqués au tableau 6.

Un certain nombre de tendances claires se dégagent du tableau 6. En moyenne et le long de la courbe de répartition de la richesse, le niveau de richesse de toutes les familles d'immigrants dont le SEP est arrivé au Canada avant 1976 est plus élevé et celui de toutes les familles d'immigrants dont le SEP est arrivé au Canada après 1985, plus faible que le niveau de richesse d'une famille moyenne née au pays. En outre, les écarts de richesse sont plus marqués dans la tranche supérieure que dans la tranche inférieure de la répartition. Le niveau de richesse des familles d'immigrants faisant partie de la cohorte de 1976-1985 est un peu plus élevé que leur niveau de revenu. À l'exception de quelques petites tranches de la répartition où le niveau de richesse des familles d'immigrants est inférieur à celui des familles nées au pays, les écarts de richesse sont généralement non significatifs et de faible magnitude. Par ailleurs, on constate que le niveau de richesse des familles de conjoints immigrants faisant partie de cette cohorte est inférieur à celui de la famille moyenne née au pays seulement au 25^{e} centile de la répartition et on estime l'écart à -12 500 $. Dans le cas des familles de personnes seules immigrantes faisant partie de cette cohorte, on constate des écarts de richesse significatifs aux 10^{e}, 50^{e} et 60^{e} centiles, soit de -2 500$, -16 900 $ et -24 400 $, respectivement. Aux 90^{e} et 95^{e} centiles, toutefois, on constate que le niveau de richesse des familles de personnes seules immigrantes faisant partie de cette cohorte est considérablement plus élevé que celui de la famille moyenne de personnes seules nées au pays, les écarts de richesse étant estimés à 183 500 $ et 305 700 $, respectivement.

Tableau 6. Écart de richesse selon la période d'immigration (statistiques-t entre parenthèses)

Cohorte (N)	5e	10^{e}	25e	40e	50e	60^{e}	75^{e}	90e	95e	moyenne
				Familles de conjoints						
1986-1999 (524)	-0,64	-1,09	-3,8	-5,84	-7,1	-9,5	-14,3	-25,07	-38,61	-13,9
	(-3,42)	(-4,41)	(-8,63)	(-6,73)	(-7,04)	(-8,07)	(-6,62)	(-5,17)	(-4,07)	(-4,93)
1976-1985 (279)	-0,05	-0,49	-1,25	-0,09	0,44	0,25	0,5	-1,22	-6,94	-4,29
	(-0,17)	(-1,42)	(-2,03)	(-0,08)	(0,32)	(0,16)	(0,17)	(-0,19)	(-0,54)	(-1,09)
- 1975(943)	1,29	3,64	9,55	12,31	14,44	15,87	18,7	23,33	18,42	13,53
	(8,62)	(17,79)	(26,39)	(17,32)	(17,52)	(16,39)	(10,53)	(6,03)	(2,46)	(5,88)
				Familles de personnes seules						
1986-1999 (218)	-1,22	-0,6	-0,2	-1,07	-2,38	-4,41	-8,93	-12,91	-19,45	-6,43
	(-3,39)	(-6,78)	(-1,28)	(-3,23)	(-3,54)	(-5,24)	(-4,27)	(-3,31)	(-2,01)	(-3,80)
1976-1985 (155)	-0,53	-0,25	-0,14	-0,69	-1,69	-2,44	-1,32	18,35	30,57	3,04
	(-1,09)	(-2,18)	(-0,71)	(-1,70)	(-2,01)	(-2,41)	(-0,52)	(3,44)	(2,75)	(1,42)
- 1975 (537)	0,56	0,1	1,5	5	7,45	10,68	14,05	18,6	25,71	9,56
	(3,11)	(1,90)	(15,84)	(23,07)	(16,40)	(18,76)	(9,76)	(6,54)	(4,04)	(7,26)

Il convient de souligner qu'étant donné que le SEP d'une cohorte d'immigrants arrivés depuis plus longtemps est généralement plus âgé que celui d'une famille typique née au pays, et que le SEP d'une cohorte d'immigrants arrivés plus tard est généralement plus jeune que celui d'une famille typique née au pays, il faut interpréter l'écart de richesse estimatif comme étant la

différence entre le niveau de richesse d'une famille moyenne née au pays et d'une famille faisant partie d'une cohorte d'immigrants donnée. Pour comparer l'écart de richesse entre les familles nées au pays et les familles d'immigrants faisant partie de différentes cohortes, il faut contrôler le cycle de vie de la famille et d'autres aspects de l'accumulation de la richesse. Les résultats comparables sont indiqués au tableau 7[17].

Comme on pouvait s'y attendre, l'écart de richesse absolu diminue sensiblement lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge du SEP (et du conjoint). Par exemple, l'écart de richesse moyen entre les familles de conjoints immigrants faisant partie de la cohorte de 1986-1999 et une famille moyenne née au pays est estimé à -71 000 $ (tableau 6). Cependant, il passe à -46 000 $ (modèle 1) lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge du SEP et du conjoint. L'écart de richesse médian entre les familles de conjoints immigrants qui sont arrivés avant 1976 et une famille typique née au pays est estimé à 144 000 $, mais il passe à 87 000 $ lorsqu'on tient compte de l'effet de l'âge du SEP et du conjoint. On obtient des résultats semblables à d'autres points de la répartition et lorsqu'on compare les familles de personnes seules immigrantes et celles nées au pays. Dans l'ensemble, nous observons que le niveau de richesse des immigrants récents demeure plus faible et celui de la plupart des immigrants qui sont arrivés avant 1976, plus élevé que le niveau de richesse de leurs homologues nés au pays. Lorsqu'on tient compte aussi des effets de la taille de la famille (ou de la situation de famille monoparentale) et des facteurs liés au revenu permanent (modèles 2 et 3), les écarts de richesse estimatifs ne sont pas très différents de ceux estimés dans les conditions du modèle 1 pour la cohorte de 1986-1999 et pour celle des immigrants qui sont arrivés avant 1976.

Toutefois, le résultat en ce qui concerne les immigrants qui sont arrivés au Canada entre 1976 et 1985 est fort intéressant. Dans les conditions du modèle 3, au-dessous du 60^{e} centile de la répartition, le niveau de richesse de presque tous les immigrants qui sont arrivés au cours de cette période est inférieur à celui de leurs homologues nés au pays. Bien que ce résultat ne soit pas compatible avec la notion voulant que les immigrants arrivés entre 1976 et 1985 soient défavorisés en ce qui a trait aux revenus, il n'est pas clair si leur niveau de richesse relativement plus faible est attribuable à leur situation défavorisée en ce qui a trait aux revenus ou au fait qu'ils n'habitent pas au Canada depuis assez longtemps.

Les familles d'immigrants qui sont arrivées au Canada avant 1976 représentent plus de 50 % de la population d'immigrants dans notre échantillon. Nous observons que leur niveau de richesse est plus élevé que celui des familles nées au pays, même après avoir tenu compte de l'effet de plusieurs facteurs clés qui entrent en cause dans le processus d'accumulation de la richesse. Ainsi, les familles d'immigrants qui habitent au Canada pendant suffisamment longtemps accumulent plus de richesse que les familles nées au pays. Étant donné qu'on a déjà tenu compte des effets du cycle de vie de la famille et des facteurs liés au revenu permanent, ce résultat semble indiquer que le taux d'épargne des familles d'immigrants est plus élevé que celui des familles nées au pays[18]. Les familles de conjoints immigrants faisant partie de la sous-cohorte de

[17] Par souci d'espace, les cœfficients relatifs à l'âge du SEP, aux facteurs liés au revenu permanent, à la taille de la famille, etc., ne sont pas indiqués dans le présent document. Ils sont disponibles sur demande.

[18] La prise de plus de risques sur le plan des placements (et donc un taux de rendement plus élevé) et des héritages plus gros sont d'autres facteurs qui expliquent peut-être le niveau de richesse plus élevé des immigrants. Toutefois, selon l'ESF de 1999, 10,5 % des familles d'immigrants ont investi dans des actions d'entreprises des secteurs privé et public et 26,8 % de leurs placements autres que dans un RÉER sont sous forme d'actions. Les

1976-1980 pourraient constituer la seule exception. En effet, on constate qu'une proportion importante de ces familles a un niveau de richesse plus faible que celui des immigrants faisant partie de la cohorte de 1981-1985 et de celle d'avant 1976.

chiffres correspondants pour les familles nées au pays sont 11,4 % et 27,4 % (en outre, pour les familles d'immigrants et les familles nées au pays, les ratios entre les RÉER/CRIF et le total des avoirs sont 9,4 % et 10 %, respectivement).

Tableau 7. L'effet de la cohorte sur l'écart de richesse (statistiques-t entre parenthèses)

Cohorte	5e	10e	25e	40e	50e	60e	75e	90e	95e	Moyenne
Modèle 1				Familles de conjoints						
1986 à 1999	-0,9	-1,56	-3	-3,64	-4,62	-4,81	-5,75	-9,05	-8,12	-10,5
	(-4,21)	(-3,84)	(-6,77)	(-5,63)	(-7,23)	(-5,11)	(-4,14)	(-2,86)	(-0,95)	(-3,56)
1976 à 1985	-0,19	-0,82	-1,48	-1,49	0,03	-0,45	-0,32	-2,41	-6,7	-4,98
	(-0,66)	(-1,40)	(-2,42)	(-1,69)	(0,04)	(-0,35)	(-0,17)	(-0,60)	(-0,67)	(-1,27)
avant 1976	0,84	2,2	6,55	7,09	8,65	9,03	8,75	11,77	5,18	6,76
	(4,74)	(6,38)	(17,86)	(13,19)	(16,15)	(11,35)	(7,61)	(4,72)	(0,75)	(2,89)
				Familles de personnes seules						
1986 à 1999	-0,81	-0,25	-0,37	-1,08	-1,6	-2,53	-2,91	-5,93	-7,6	-4,45
	(-6,31)	(-4,02)	(-1,94)	(-7,26)	(-5,17)	(-5,36)	(-3,38)	(-2,00)	(-1,02)	(-2,67)
1976 à 1985	-0,1	-0,27	-0,58	-1,02	-1,04	-1,09	0,02	19,22	28	3,12
	(-0,90)	(-3,72)	(-2,23)	(-5,39)	(-2,73)	(-1,92)	(0,02)	(4,69)	(2,79)	(1,47)
avant 1976	0	0	1,14	3,36	4,51	6,28	8,24	10,69	12,22	5,72
	(0)	(0)	(9,59)	(33,88)	(21,69)	(19,75)	(13,65)	(4,46)	(2,28)	(4,28)
Modèle 2				Familles de conjoints						
1986 à 1999	-0,97	-1,63	-3,16	-3,72	-4,61	-5,46	-5,99	-10,83	-10,9	-10,83
	(-4,15)	(-4,49)	(-6,64)	(-5,44)	(-6,76)	(-5,49)	(-4,34)	(-3,64)	(-1,51)	(-3,81)
1976 à 1985	-0,26	-1	-1,32	-1,36	-0,39	-0,81	-1,15	-2,38	-7,44	-5,68
	(-0,78)	(-2,00)	(-2,01)	(-1,47)	(-0,43)	(-0,61)	(-0,64)	(-0,60)	(-0,84)	(-1,44)
avant 1976	0,84	2,11	6,44	7,08	8,66	8,91	7,81	12,15	3,86	6,36
	(4,22)	(6,82)	(16,40)	(12,51)	(15,28)	(10,75)	(6,82)	(4,93)	(0,67)	(2,71)
				Familles de personnes seules						
1986 à 1999	-0,81	-0,25	-0,39	-1,05	-1,7	-2,51	-2,67	-5,4	-8,22	-4,36
	(-6,21)	(-3,93)	(-2,01)	(-5,84)	(-3,98)	(-5,69)	(-3,04)	(-2,00)	(-1,11)	(-2,62)
1976 à 1985	-0,1	-0,27	-0,58	-1,02	-0,91	-0,63	0,1	19,51	29,8	3,37
	(-0,90)	(-3,64)	(-2,19)	(-4,47)	(-1,70)	(-1,16)	(0,09)	(5,18)	(2,86)	(1,59)
avant 1976	0	0	1,15	3,4	4,4	6,39	8,25	10,38	10,7	5,74
	(0)	(0)	(9,55)	(28,50)	(15,20)	(21,36)	(13,08)	(4,74)	(1,87)	(4,30)
Modèle 3				Familles de conjoints						
1986 à 1999	-1,96	-3,1	-4,98	-5,37	-5,38	-5,68	-5,67	-9,9	-12,87	-14,25
	(-5,91)	(-9,32)	(-10,41)	(-7,89)	(-7,71)	(-6,60)	(-5,38)	(-5,06)	(-2,84)	(5,00)
1976 à 1985	-0,73	-1,28	-1,34	-2,27	-2,03	-1,76	0,38	-2,75	-5,71	-7,97
	(-1,55)	(-2,62)	(-2,04)	(-2,48)	(-2,18)	(-1,54)	(0,28)	(-1,07)	(-1,12)	(-2,04)
avant 1976	0,7	1,86	5,05	7,18	7,9	8,65	10,04	10,17	9,27	5,67
	(2,40)	(6,38)	(12,52)	(12,78)	(13,70)	(12,10)	(11,50)	(6,32)	(2,46)	(2,42)
				Familles de personnes seules						
1986 à 1999	-1,24	-0,37	-0,8	-1,37	-2	-2,63	-2,56	-3,86	-0,66	-5,41
	(6,73)	(-4,04)	(-4,74)	(-6,15)	(-6,96)	(-6,90)	(-4,05)	(-2,15)	(-0,13)	(-3,30)
1976 à 1985	-0,2	-0,42	-0,86	-1,35	-1,35	-1,09	0,35	19,34	25,43	2,18
	(-1,30)	(-5,38)	(-3,47)	(-5,01)	(-3,75)	(-2,36)	(0,47)	(9,05)	(3,43)	(1,05)
avant 1976	0	-0,05	0,79	3,22	3,9	5,86	7,69	13,01	10,86	5,04
	(-0,02)	(-0,83)	(6,96)	(21,61)	(19,79)	(22,62)	(17,59)	(11,13)	(2,66)	(3,85)

6. *Sommaire et conclusions*

L'assimilation économique des immigrants est une préoccupation clé pour les économistes et les responsables de l'élaboration des politiques. La plupart des études portent sur l'assimilation des immigrants en ce qui a trait au revenu. Dans le présent article, nous tentons d'évaluer cette assimilation du point de vue de la richesse. Nous exeminons les différences sur le plan de la richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays et tâche de cerner les facteurs susceptibles d'expliquer l'écart de richesse.

L'étude démontre qu'en moyenne et dans la tranche supérieure (du 55^{e} au 95^{e} décile) de la répartition de la richesse, le niveau de richesse des familles de personnes seules immigrantes est plus élevé que celui de leurs homologues nés au pays. L'écart de richesse se situe entre 14 000 $ et 145 000 $, l'écart moyen s'établissant à 35 000 $. Dans le cas des familles de conjoints, le niveau de richesse des immigrants est plus élevé que celui des personnes nées au pays du 40^{e} au 90^{e} centile de la répartition. L'écart de richesse se situe entre 20 000 $ et 78 000 $. Toutefois, dans la queue inférieure de la répartition, les résultats indiquent que le niveau de richesse des immigrants au faible niveau de richesse est inférieur à celui de leurs homologues nés au pays, l'écart étant, toutefois, bien en deçà de 10 000 $. Diverses décompositions montrent que l'âge du soutien économique principal, qui saisit l'effet du cycle de vie de la famille et les facteurs liés au revenu permanent comme le niveau d'instruction et le sexe, peut expliquer une partie importante de l'écart de richesse entre les familles d'immigrants et celles nées au pays. Toutefois, dans la partie inférieure de la répartition de la richesse où le niveau de richesse des immigrants est inférieur à celui des familles nées au pays, aucune partie de l'écart de richesse ne peut être attribuée à l'âge du SEP, aux facteurs liés au revenu permanent et à la taille de la famille. Ce résultat semble indiquer que les familles à faible niveau de richesse peuvent avoir un comportement différent de celui des familles à d'autres niveaux de richesse en ce qui a trait à l'accumulation de la richesse.

L'étude démontre aussi que le niveau de richesse des familles d'immigrants faisant partie de la cohorte de 1986-1999 est inférieur et que celui des immigrants qui sont arrivés au Canada avant 1976 est supérieur même lorsqu'on tient compte de l'effet de plusieurs facteurs clés qui entrent en cause dans l'accumulation de la richesse. Le résultat montre que les familles d'immigrants qui habitent au Canada pendant suffisamment longtemps, accumulent plus de richesse que les familles nées au Canada. Toutefois, selon certaines indications, les immigrants faisant partie de la cohorte de 1976-1980 pourraient constituer une exception, puisque leur niveau de richesse est inférieur à celui de leurs prédécesseurs et à celui des immigrants faisant partie de la cohorte de 1981-1996. Toutefois, il n'est pas clair si leur niveau de richesse relativement plus faible est attribuable à leur situation défavorisée en ce qui a trait aux revenus ou au fait qu'ils n'habitent pas au Canada depuis assez longtemps.

Nous faisons quelques mises en garde dans la présente étude. Comme celle-ci est fondée sur les données d'une enquête transversale, notre capacité de déterminer et d'estimer certains paramètres clés est limitée. Ainsi, des études longitudinales sur la richesse et d'autres renseignements sur les avoirs de retraite et l'épargne seront utiles aux fins d'autres études.

Annexe

Tableau A1. Statistiques descriptives

	Familles de conjoints				Familles de personnes seules			
	Immigrants		Nés au pays		Immigrantes		Nées au pays	
	Moyenne	Err.-type	Moyenne	Err.-type	Moyenne	Err.-type	Moyenne	Err.-type
Âge du SEP	49.7	0.34	46.9	0.17	50.5	0.6	45.8	0.26
Âge du conjoint	47.9	0.33	45.5	0.16	--	--	--	--
SEP de sexe féminin	0.25	0.01	0.22	0.01	0.58	0.02	0.55	0.01
Conjointe	0.76	0.01	0.78	0.01	--	--	--	--
Taille de la famille	3.45	0.03	3.09	0.01	1.7	0.04	1.4	0.01
Parent seul	--	--	--	--	0.14	0.01	0.11	0.01
Niv. d'ins. du SEP : 0 à 8 ans	0.123	0.008	0.096	0.003	0.153	0.012	0.123	0.005
9 à 13 ans	0.104	0.007	0.159	0.004	0.11	0.01	0.182	0.005
Secondaire	0.151	0.009	0.158	0.004	0.149	0.012	0.134	0.005
Post-second.	0.32	0.011	0.376	0.006	0.362	0.016	0.378	0.007
Univ.	0.168	0.009	0.143	0.004	0.149	0.012	0.139	0.005
Postuniv.	0.134	0.008	0.068	0.003	0.077	0.009	0.043	0.003
Niv. d'ins. du conj. : 0 à 8 ans	0.143	0.008	0.092	0.003	--	--	--	--
9 à 13 ans	0.121	0.008	0.175	0.004	--	--	--	--
Secondaire	0.202	0.01	0.199	0.005	--	--	--	--
Post-second.	0.306	0.011	0.369	0.006	--	--	--	--
Univ.	0.151	0.009	0.131	0.004	--	--	--	--
Postuniv.	0.078	0.006	0.034	0.002	--	--	--	--
IMMIG. 1986-1999	0.33	0.011	--	--	0.31	0.015	--	--
1976-1985	0.16	0.009	--	--	0.18	0.013	--	--
Avant 1976	0.52	0.012	--	--	0.51	0.017	--	--
Taille de l'échantillon	1746	7849			910	5296		

Tableau A2: Revenus familiaux de rente de retraite et de sécurité sociale (1998 $)

	Moyenne	Écart-typer	Médiane	taille d'échantillon
Familles de conjoints				
Immigrant:	33 150	913	32 430	445
Né au Canada:	34 470	454	32 410	1 899
Famille de pers. seules				
Immigrant:	22 090	813	18 790	308
Né au Canada:	22 070	361	18 620	1 594

Source:ESF 1999 (familles dont le SEP est âgé de 55 ans et plus) Les revenus totaux de rente de retraite et de sécurité sociale comprennent les revenus des régimes de pension du Canada et du Québec, les prestations de régimes de retraite privés, de la Sécurité de la Vieillesse et Supplément de revenu garanti..

Tableau A3. Résultats choisis de la régression généralisée par quantile : modèles contraints[19]

1. Modèle 1 : Familles de conjoints

Régression MCO

Source	SC	dl	CM
Modèle	1269444.43	11	115404.039
Résidu	47320300.6	9583	4937.94225
Total	48589745.1	9594	5064.59715

N^re d'obs = 9595
S(11, 9583) = 23.37
Prob. > F = 0.0000
R^2 = 0.0261
R^2 corrigé = 0.0250
Racine de l'EQM = 70.27

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.7448278	1.73745	-0.43	0.668	-4.150596	2.660941
age_1m	-9.372401	5.312285	-1.76	0.078	-19.7856	1.0408
age_2m	-8.015865	2.710782	-2.96	0.003	-13.32957	-2.702159
age_4m	5.320138	2.569418	2.07	0.038	.2835346	10.35674
age_5m	10.55492	3.652153	2.89	0.004	3.395926	17.71391
age_6m	5.671805	4.718975	1.20	0.229	-3.578383	14.92199
age_1s	-10.32146	4.514527	-2.29	0.022	-19.17089	-1.472034
age_2s	-4.879969	2.648117	-1.84	0.065	-10.07084	.3109003
age_4s	9.206334	2.606652	3.53	0.000	4.096743	14.31592
age_5s	8.044998	3.765699	2.14	0.033	.6634317	15.42657
age_6s	3.982364	4.912349	0.81	0.418	-5.646878	13.61161
_cons	23.30265	1.576913	14.78	0.000	20.21157	26.39374

Régression par quantile .1
Somme brute des écarts 51650.59 (environ 1.005)
Somme min. des écarts 50703.63

N^bre d'obs = 9595
Pseudo R^2 = 0.0183

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.735	.2112352	-3.48	0.001	-1.149066	-.3209344
age_1m	-1.386	.5710028	-2.43	0.015	-2.505286	-.2667138
age_2m	-.7325	.3125107	-2.34	0.019	-1.345087	-.1199129
age_4m	1.035	.3407789	3.04	0.002	.3670013	1.702999
age_5m	.7419999	.4591873	1.62	0.106	-.1581044	1.642104
age_6m	1.0016	.612227	1.64	0.102	-.1984944	2.201694
age_1s	-1.4245	.5064777	-2.81	0.005	-2.417304	-.4316965
age_2s	-.704	.3141529	-2.24	0.025	-1.319806	-.0881939
age_4s	.318	.3361553	0.95	0.344	-.3409355	.9769354
age_5s	2.025	.4660822	4.34	0.000	1.11138	2.93862
age_6s	1.4584	.6353818	2.30	0.022	.2129171	2.703883
_cons	1.74	.1892232	9.20	0.000	1.369083	2.110917

Régression par quantile .25
Somme brute des écarts 120281.7 (environ 4.8221998)
Somme min. des écarts 114883

N^bre d'obs = 9595
Pseudo R^2 = 0.0449

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.2890999	.3052363	-0.95	0.344	-.8874276	.3092278
age_1m	-1.9109	.8837824	-2.16	0.031	-3.6433	-.1784996
age_2m	-1.2352	.4807481	-2.57	0.010	-2.177568	-.292832
age_4m	2.0945	.4769762	4.39	0.000	1.159526	3.029474
age_5m	2.18	.6516262	3.35	0.001	.9026746	3.457325
age_6m	2.013799	.8235855	2.45	0.014	.3993976	3.628201
age_1s	-3.5741	.7895041	-4.53	0.000	-5.121695	-2.026505
age_2s	-2.145	.4674449	-4.59	0.000	-3.061291	-1.228709
age_4s	1.175	.4871468	2.41	0.016	.2200894	2.129911
age_5s	4.170301	.6608849	6.31	0.000	2.874826	5.465775
age_6s	3.591201	.8573057	4.19	0.000	1.9107	5.271701
_cons	5.345	.2684985	19.91	0.000	4.818686	5.871314

[19] Les definitions des variables sont fourni dans le tableau A4.

Régression médiane — N^{bre} d'obs = 9595
Somme brute des écarts 206408 (environ 13.3461) — Pseudo R^2 = 0.0705
Somme min. des écarts 191865.2

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	.6299992	.368098	1.71	0.087	-.0915507	1.351549
age_1m	-4.83	1.053709	-4.58	0.000	-6.895493	-2.764507
age_2m	-2.555	.5795081	-4.41	0.000	-3.690958	-1.419041
age_4m	4.260001	.5285768	8.06	0.000	3.223879	5.296123
age_5m	6.7918	.7423165	9.15	0.000	5.336703	8.246898
age_6m	3.860001	.9598669	4.02	0.000	1.978459	5.741544
age_1s	-6.417301	.9259151	-6.93	0.000	-8.23229	-4.602311
age_2s	-3.637301	.5624277	-6.47	0.000	-4.739778	-2.534823
age_4s	4.0327	.5395898	7.47	0.000	2.97499	5.09041
age_5s	5.902699	.7711626	7.65	0.000	4.391057	7.41434
age_6s	5.242699	1.003002	5.23	0.000	3.276603	7.208795
_cons	11.8373	.3270133	36.20	0.000	11.19629	12.47832

Régression par quantile .75 — N^{bre} d'obs = 9595
Somme brute des écarts 238098.9 (environ 28.941) — Pseudo R^2 = 0.0812
Somme min. des écarts 218763.9

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	1.279999	.8007605	1.60	0.110	-.289661	2.849659
age_1m	-9.483	2.295516	-4.13	0.000	-13.9827	-4.983303
age_2m	-5.6	1.183798	-4.73	0.000	-7.920494	-3.279506
age_4m	8.249998	1.070475	7.71	0.000	6.151641	10.34836
age_5m	14.04	1.551039	9.05	0.000	10.99963	17.08036
age_6m	7.519995	2.162903	3.48	0.001	3.280247	11.75974
age_1s	-11.907	1.963169	-6.07	0.000	-15.75523	-8.058775
age_2s	-6.599901	1.15326	-5.72	0.000	-8.860535	-4.339266
age_4s	6.900002	1.092731	6.31	0.000	4.758017	9.041986
age_5s	7.59	1.629468	4.66	0.000	4.395899	10.7841
age_6s	5.460003	2.284075	2.39	0.017	.9827323	9.937274
_cons	24.12	.7018604	34.37	0.000	22.74421	25.4958

Régression par quantile .9 — N^{bre} d'obs = 9595
Somme brute des écarts 200718.2 (environ 55.599998) — Pseudo R^2 = 0.0793
Somme min. des écarts 184809.2

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	1.3025	2.034944	0.64	0.522	-2.686421	5.29142
age_1m	-15.5955	6.473944	-2.41	0.016	-28.2858	-2.905201
age_2m	-11.233	2.925668	-3.84	0.000	-16.96793	-5.498072
age_4m	16.8501	2.674183	6.30	0.000	11.60814	22.09207
age_5m	38.6226	4.049418	9.54	0.000	30.68488	46.56032
age_6m	27.4901	5.412002	5.08	0.000	16.88143	38.09877
age_1s	-23.1309	4.955043	-4.67	0.000	-32.84383	-13.41797
age_2s	-12.4064	2.863662	-4.33	0.000	-18.01979	-6.79302
age_4s	11.7336	2.723068	4.31	0.000	6.395807	17.07139
age_5s	.4984968	4.169168	0.12	0.905	-7.673955	8.670949
age_6s	-6.625	5.738162	-1.15	0.248	-17.87301	4.623011
_cons	45.2764	1.818854	24.89	0.000	41.71106	48.84174

Modèle 1. Familles de personnes seules

Régression MCO

Source	SC	dl	CM		
Modèle	174092.764	6	29015.4607	N^bre d'obs	= 6206
Résidu	4934780.32	6199	796.060707	F(6, 6199)	= 36.45
				Prob > F	= 0.0000
				R^2	= 0.0341
				R^2 corrigé	= 0.0331
Total	5108873.09	6205	823.347798	Racine de l'EQM	= 28.215

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	2.047798	.9775453	2.09	0.036	.1314706	3.964126
age_1m	-5.32501	1.249324	-4.26	0.000	-7.774119	-2.875901
age_2m	-.9321385	1.116259	-0.84	0.404	-3.120394	1.256117
age_4m	6.096838	1.244037	4.90	0.000	3.658095	8.535582
age_5m	9.154444	1.421193	6.44	0.000	6.368414	11.94048
age_6m	8.779809	1.111174	7.90	0.000	6.601524	10.9581
_cons	8.173877	.8119998	10.07	0.000	6.582076	9.765678

Régression par quantile .1
Somme brute des écarts 15018.38 (environ -.015)
Somme min. des écarts 14869.92

N^bre d'obs = 6206
Pseudo R^2 = 0.0099

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.125	.0315092	-3.97	0.000	-.1867691	-.0632309
age_1m	-.9	.0431807	-20.84	0.000	-.9846491	-.8153509
age_2m	-.325	.0346249	-9.39	0.000	-.3928768	-.2571232
age_4m	.005	.0351856	0.14	0.887	-.063976	.073976
age_5m	.0751	.0393964	1.91	0.057	-.0021306	.1523306
age_6m	.225	.0314238	7.16	0.000	.1633985	.2866015
_cons	.025	.0246302	1.02	0.310	-.0232836	.0732836

Régression par quantile .25
Somme brute des écarts 35619.36 (environ .24420001)
Somme min. des écarts 35268.51

N^bre d'obs = 6206
Pseudo R^2 = 0.0099

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.25	.0956787	-2.61	0.009	-.4375634	-.0624366
age_1m	-.405	.137167	-2.95	0.003	-.6738949	-.1361051
age_2m	-.14	.1127346	-1.24	0.214	-.3609989	.0809989
age_4m	.18	.1162715	1.55	0.122	-.0479325	.4079325
age_5m	.4	.1283741	3.12	0.002	.1483422	.6516578
age_6m	1.28	.1009453	12.68	0.000	1.082112	1.477888
_cons	.37	.0800627	4.62	0.000	.2130494	.5269507

Régression médiane
Somme brute des écarts 66718.79 (environ 2.75)
Somme min. des écarts 63324.21

N^bre d'obs = 6206
Pseudo R^2 = 0.0509

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.25	.1549962	-1.61	0.107	-.5538464	.0538464
age_1m	-3.11	.2324273	-13.38	0.000	-3.565638	-2.654362
age_2m	-1.89	.1894279	-9.98	0.000	-2.261344	-1.518656
age_4m	1.82	.1921283	9.47	0.000	1.443362	2.196638
age_5m	3.1293	.2089033	14.98	0.000	2.719777	3.538823
age_6m	6.02	.165373	36.40	0.000	5.695812	6.344189
_cons	3.28	.1287388	25.48	0.000	3.027627	3.532373

Régression par quantile .75 — N^{bre} d'obs = 6206
Somme brute des écarts 81248.92 (environ 12.1445) — Pseudo R^2 = 0.0892
Somme min. des écarts 74004.8

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	1.21	.4184961	2.89	0.004	.3896024	2.030397
age_1m	-8.9725	.6296604	-14.25	0.000	-10.20685	-7.738147
age_2m	-4.5725	.5243312	-8.72	0.000	-5.600371	-3.544629
age_4m	5.6475	.5573582	10.13	0.000	4.554885	6.740115
age_5m	11.2175	.5785744	19.39	0.000	10.08329	12.35171
age_6m	10.8275	.465409	23.26	0.000	9.915136	11.73986
_cons	9.9725	.3513467	28.38	0.000	9.283739	10.66126

. Régression par quantile .9 — N^{bre} d'obs = 6206
Somme brute des écarts 66923.46 (environ 28.0287) — Pseudo R^2 = 0.0732
Somme min. des écarts 62024.53

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	5.667999	2.085519	2.72	0.007	1.579659	9.75634
age_1m	-15.952	2.933937	-5.44	0.000	-21.70353	-10.20047
age_2m	-5.102001	2.467847	-2.07	0.039	-9.939837	-.2641651
age_4m	10.298	2.862875	3.60	0.000	4.685771	15.91023
age_5m	24.3386	2.907145	8.37	0.000	18.63959	30.03761
age_6m	18.08	2.404546	7.52	0.000	13.36626	22.79374
_cons	21.502	1.803292	11.92	0.000	17.96692	25.03708

Modèle 2: Familles de conjoints

Régression MCO

Source	SC	dl	CM		
Modèle	1286796.99	12	107233.082	N^{bre} d'obs	= 9595
Résidu	47302948.1	9582	4936.64664	F(12, 9582)	= 21.72
Total	48589745.1	9594	5064.59715	Prob > F	= 0.0000
				R^2	= 0.0265
				R^2 corrigé	= 0.0253
				Racine de l'EQM	= 70.261

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-1.252008	1.758158	-0.71	0.476	-4.69837	2.194353
age_1m	-8.486194	5.332579	-1.59	0.112	-18.93918	1.966788
age_2m	-7.606801	2.719194	-2.80	0.005	-12.937	-2.276606
age_4m	5.672185	2.575934	2.20	0.028	.6228084	10.72156
age_5m	11.54044	3.689313	3.13	0.002	4.308603	18.77227
age_6m	6.758808	4.753843	1.42	0.155	-2.559731	16.07735
age_1s	-9.542304	4.533025	-2.11	0.035	-18.42799	-.6566152
age_2s	-4.608717	2.65172	-1.74	0.082	-9.806649	.5892142
age_4s	9.754452	2.622656	3.72	0.000	4.613491	14.89541
age_5s	9.083061	3.805697	2.39	0.017	1.62309	16.54303
age_6s	5.236101	4.957017	1.06	0.291	-4.480701	14.9529
fmsz27	1.26932	.6770258	1.87	0.061	-.0577941	2.596433
_cons	18.42381	3.042659	6.06	0.000	12.45955	24.38806

Régression par quantile.1
Somme brute des écarts 51650.59 (environ 1.005)
Somme min. des écarts 50701.16

N^{bre} d'obs = 9595

Pseudo R^2 = 0.0184

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.7199583	.2122166	-3.39	0.001	-1.135948	-.3039689
age_1m	-1.300667	.5813541	-2.24	0.025	-2.440244	-.1610897
age_2m	-.6206667	.3137306	-1.98	0.048	-1.235645	-.0056883
age_4m	1.052875	.341437	3.08	0.002	.3835861	1.722164
age_5m	.8334833	.4631007	1.80	0.072	-.0742921	1.741259
age_6m	.9393496	.617229	1.52	0.128	-.2705497	2.149249
age_1s	-1.369717	.5240545	-2.61	0.009	-2.396974	-.3424589
age_2s	-.702875	.3203131	-2.19	0.028	-1.330756	-.0749936
age_4s	.3665166	.345955	1.06	0.289	-.3116283	1.044662
age_5s	2.040042	.4836905	4.22	0.000	1.091906	2.988177
age_6s	1.66065	.6575123	2.53	0.012	.371787	2.949513
fmsz27	.0535417	.0863274	0.62	0.535	-.1156782	.2227616
_cons	1.492917	.4010867	3.72	0.000	.7067019	2.279132

. Régression par quantile .25
Somme brute des écarts 120281.7 (environ 4.8221998)
Somme min. des écarts 114861.9

N^{bre} d'obs = 9595

Pseudo R^2 = 0.0451

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.3671999	.289464	-1.27	0.205	-.9346105	.2002107
age_1m	-1.6718	.8448648	-1.98	0.048	-3.327914	-.0156865
age_2m	-1.0571	.4494765	-2.35	0.019	-1.938169	-.1760313
age_4m	2.0854	.448289	4.65	0.000	1.206659	2.964141
age_5m	2.3253	.6151703	3.78	0.000	1.119437	3.531164
age_6m	2.1	.7767098	2.70	0.007	.5774842	3.622515
age_1s	-3.5121	.7431165	-4.73	0.000	-4.968766	-2.055434
age_2s	-2.0815	.437749	-4.76	0.000	-2.939581	-1.22342
age_4s	1.386	.4594645	3.02	0.003	.4853522	2.286647
age_5s	4.4859	.6267946	7.16	0.000	3.25725	5.71455
age_6s	3.9213	.8111071	4.83	0.000	2.331358	5.511241
fmsz27	.2053	.1126227	1.82	0.068	-.0154642	.4260643
_cons	4.5181	.5124793	8.82	0.000	3.513532	5.522668

Régression médiane — N^{bre} d'obs = 9595
Somme brute des écarts 206408 (environ 13.3461)
Somme min. des écarts 191814.9 — Pseudo R^2 = 0.0707

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	.3650007	.4331749	0.84	0.399	-.4841137	1.214115
age_1m	-4.2046	1.227193	-3.43	0.001	-6.610157	-1.799043
age_2m	-2.311	.6763741	-3.42	0.001	-3.636837	-.9851639
age_4m	4.316699	.618971	6.97	0.000	3.103385	5.530013
age_5m	6.916798	.8779168	7.88	0.000	5.195896	8.637701
age_6m	3.7268	1.127225	3.31	0.001	1.5172	5.9364
age_1s	-6.6483	1.083541	-6.14	0.000	-8.77227	-4.52433
age_2s	-3.7347	.656137	-5.69	0.000	-5.020868	-2.448533
age_4s	4.255	.6354282	6.70	0.000	3.009426	5.500574
age_5s	6.435	.9126546	7.05	0.000	4.646004	8.223996
age_6s	5.789899	1.18113	4.90	0.000	3.474635	8.105163
fmsz27	.3249998	.1641113	1.98	0.048	.0033068	.6466927
_cons	10.5983	.7539369	14.06	0.000	9.120425	12.07618

. Régression par quantile .75 — N^{bre} d'obs = 9595
Somme brute des écarts 238098.9 (environ 28.941)
Somme min. des écarts 218560.5 — Pseudo R^2 = 0.0821

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	.485	.8678834	0.56	0.576	-1.216235	2.186235
age_1m	-9.135	2.471543	-3.70	0.000	-13.97975	-4.290253
age_2m	-5.315001	1.280729	-4.15	0.000	-7.825501	-2.8045
age_4m	8.450001	1.162072	7.27	0.000	6.172094	10.72791
age_5m	15.2165	1.711364	8.89	0.000	11.86186	18.57114
age_6m	9.096501	2.367737	3.84	0.000	4.455235	13.73777
age_1s	-10.97	2.091791	-5.24	0.000	-15.07035	-6.869646
age_2s	-5.959999	1.247435	-4.78	0.000	-8.405236	-3.514763
age_4s	7.715001	1.197329	6.44	0.000	5.367983	10.06202
age_5s	8.5985	1.796269	4.79	0.000	5.077433	12.11957
age_6s	6.241901	2.500755	2.50	0.013	1.339893	11.14391
fmsz27	.9750005	.3201876	3.05	0.002	.347365	1.602636
_cons	20.1	1.426218	14.09	0.000	17.30431	22.89569

Régression par quantile .9 — N^{bre} d'obs = 9595
Somme brute des écarts 200718.2 (environ 55.599998)
Somme min. des écarts 184536.7 — Pseudo R^2 = 0.0806

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	.6600005	2.161932	0.31	0.760	-3.577843	4.897844
age_1m	-13.5424	6.81345	-1.99	0.047	-26.8982	-.1865944
age_2m	-9.854899	3.097778	-3.18	0.001	-15.9272	-3.782598
age_4m	18.0351	2.8062	6.43	0.000	12.53436	23.53585
age_5m	38.9321	4.310991	9.03	0.000	30.48165	47.38255
age_6m	29.9751	5.818078	5.15	0.000	18.57044	41.37977
age_1s	-21.9876	5.275879	-4.17	0.000	-32.32944	-11.64576
age_2s	-12.4001	3.018855	-4.11	0.000	-18.31769	-6.482506
age_4s	10.6625	2.901818	3.67	0.000	4.974321	16.35068
age_5s	3.389901	4.49572	0.75	0.451	-5.422661	12.20246
age_6s	-5.220099	6.15054	-0.85	0.396	-17.27646	6.836259
fmsz27	2.6525	.7717636	3.44	0.001	1.139681	4.16532
_cons	35.44	3.481675	10.18	0.000	28.61518	42.26482

Modèle 2: Familles de personnes seules

Régression MCO

Source	SC	dl		
Modèle	177389.825	7	25341.4036	
Résidu	4931483.26	6198	795.65719	
Total	5108873.09	6205	823.347798	

N^{bre} d'obs	= 6206
F(7, 6198)	= 31.85
Prob > F	= 0.0000
R^2	= 0.0347
R^2 corrigé	= 0.0336
Racine de l'EQM	= 28.207

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	2.138012	.9783018	2.19	0.029	.2202009	4.055823
age_1m	-5.80894	1.271431	-4.57	0.000	-8.301385	-3.316496
age_2m	-1.182487	1.122732	-1.05	0.292	-3.383431	1.018458
age_4m	5.722914	1.257213	4.55	0.000	3.25834	8.187488
age_5m	8.532543	1.453307	5.87	0.000	5.683558	11.38153
age_6m	8.128358	1.156069	7.03	0.000	5.862062	10.39465
lone_p	-2.390763	1.174454	-2.04	0.042	-4.6931	-.0884257
_cons	8.807636	.8694464	10.13	0.000	7.103219	10.51205

. Régression par quantile .1

Somme brute des écarts 15018.38 (environ -.015)
Somme min. des écarts 14869.82

N^{bre} d'obs	= 6206
Pseudo R^2	= 0.0099

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.1381	.0319222	-4.33	0.000	-.2006786	-.0755213
age_1m	-.8834	.0431694	-20.46	0.000	-.968027	-.798773
age_2m	-.3215	.0340897	-9.43	0.000	-.3883276	-.2546724
age_4m	.0135	.0353861	0.38	0.703	-.0558691	.0828691
age_5m	.0786	.0405799	1.94	0.053	-.0009506	.1581506
age_6m	.2416	.033069	7.31	0.000	.1767732	.3064267
lone_p	.0186	.0282797	0.66	0.511	-.036838	.074038
_cons	.0215	.0257302	0.84	0.403	-.0289401	.0719401

. Régression par quantile .25

Somme brute des écarts 35619.36 (environ .24420001)
Somme min. des écarts 35267.01

N^{bre} d'obs	= 6206
Pseudo R^2	= 0.0099

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.2575	.092296	-2.79	0.005	-.4384322	-.0765678
age_1m	-.4468	.1360222	-3.28	0.001	-.7134507	-.1801493
age_2m	-.1639	.110168	-1.49	0.137	-.3798675	.0520674
age_4m	.1682	.1154111	1.46	0.145	-.0580457	.3944457
age_5m	.3607	.1296404	2.78	0.005	.1065599	.6148401
age_6m	1.2407	.105281	11.78	0.000	1.034313	1.447087
lone_p	-.0843	.0956975	-0.88	0.378	-.2719002	.1033003
_cons	.4168	.0866703	4.81	0.000	.2468961	.5867039

Régression médiane

Somme brute des écarts 66718.79 (environ 2.75)
Somme min. des écarts 63313.62

N^{bre} d'obs	= 6206
Pseudo R^2	= 0.0510

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.205	.2044484	-1.00	0.316	-.6057897	.1957898
age_1m	-3.1451	.3090923	-10.18	0.000	-3.751028	-2.539172
age_2m	-1.9052	.2501821	-7.62	0.000	-2.395644	-1.414756
age_4m	1.7509	.2574658	6.80	0.000	1.246178	2.255622
age_5m	2.9942	.2849712	10.51	0.000	2.435557	3.552842
age_6m	5.9299	.2312539	25.64	0.000	5.476562	6.383238
lone_p	-.2981	.2208112	-1.35	0.177	-.7309665	.1347665
_cons	3.3701	.1857648	18.14	0.000	3.005937	3.734263

Régression par quantile .75 — N^{bre} d'obs = 6206
Somme brute des écarts 81248.92 (environ 12.1445)
Somme min. des écarts 73910.34 — Pseudo R^2 = 0.0903

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	1.349999	.400552	3.37	0.001	.5647782	2.13522
age_1m	-9.4558	.5927162	-15.95	0.000	-10.61773	-8.293871
age_2m	-5.276801	.4967071	-10.62	0.000	-6.250519	-4.303082
age_4m	4.9942	.5406991	9.24	0.000	3.934242	6.054157
age_5m	10.2442	.5743705	17.84	0.000	9.118235	11.37017
age_6m	9.994199	.4728504	21.14	0.000	9.067248	10.92115
lone_p	-1.3718	.4536663	-3.02	0.003	-2.261143	-.482457
_cons	10.8058	.3701344	29.19	0.000	10.08021	11.53139

Régression par quantile .9 — N^{bre} d'obs = 6206
Somme brute des écarts 66923.46 (environ 28.0287)
Somme min. des écarts 61761.97 — Pseudo R^2 = 0.0771

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	5.159401	1.635448	3.15	0.002	1.953357	8.365445
age_1m	-16.42	2.189873	-7.50	0.000	-20.71291	-12.12709
age_2m	-6.239	1.923366	-3.24	0.001	-10.00946	-2.468536
age_4m	9.604998	2.255098	4.26	0.000	5.184224	14.02577
age_5m	22.685	2.361764	9.61	0.000	18.05512	27.31488
age_6m	16.4945	1.990427	8.29	0.000	12.59257	20.39643
lone_p	-6.555599	1.735367	-3.78	0.000	-9.95752	-3.153678
_cons	23.1556	1.53919	15.04	0.000	20.13825	26.17295

Modèle 3. Familles de personnes mariées

Régression MCO

Source	SC	dl	CM		
Modèle	2364079.64	33	71638.7768	N^{bre} d'obs	= 9595
Résidu	46225665.4	9561	4834.81492	F(33, 9561)	= 14.82
				Prob > F	= 0.0000
				R^2	= 0.0487
Total	48589745.1	9594	5064.59715	R^2 corrigé	= 0.0454
				Racine de l'EQM	= 69.533

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-3.028583	1.770768	-1.71	0.087	-6.499663	.4424966
age_1m	-6.913408	5.333866	-1.30	0.195	-17.36892	3.542101
age_2m	-8.31906	2.721797	-3.06	0.002	-13.65436	-2.983759
age_4m	5.155992	2.599865	1.98	0.047	.0597057	10.25228
age_5m	13.06048	3.793656	3.44	0.001	5.624112	20.49685
age_6m	9.79736	4.95974	1.98	0.048	.0752174	19.5195
age_1s	-7.019513	4.565563	-1.54	0.124	-15.96898	1.929958
age_2s	-4.801123	2.653793	-1.81	0.070	-10.00312	.4008734
age_4s	11.32402	2.63431	4.30	0.000	6.160217	16.48783
age_5s	13.25817	3.862315	3.43	0.001	5.687217	20.82913
age_6s	12.22906	5.049869	2.42	0.015	2.330247	22.12787
fmsz27	1.557893	.6743649	2.31	0.021	.2359945	2.879791
femal_m	1.72221	5.25555	0.33	0.743	-8.579782	12.0242
ed0_8m	-7.543371	3.555323	-2.12	0.034	-14.51256	-.5741848
ed9_13m	-2.331468	2.957144	-0.79	0.430	-8.128099	3.465162
ed_psm	-.3419116	2.493164	-0.14	0.891	-5.229042	4.545219
ed_um	13.25476	3.231011	4.10	0.000	6.921293	19.58823
ed_abum	21.9878	3.757955	5.85	0.000	14.62141	29.35419
ed0_8s	-2.900782	6.819357	-0.43	0.671	-16.26817	10.4666
ed9_13s	-1.617007	5.34507	-0.30	0.762	-12.09448	8.860464
ed_pss	-.2054964	4.487763	-0.05	0.963	-9.002464	8.591471
ed_us	3.634291	5.436891	0.67	0.504	-7.023168	14.29175
ed_abus	4.941923	7.069264	0.70	0.485	-8.915334	18.79918
ed_sx1m	-12.12264	8.660346	-1.40	0.162	-29.09875	4.853477
ed_sx2m	-8.916497	6.635925	-1.34	0.179	-21.92432	4.091324
ed_sx4m	.0340322	5.172547	0.01	0.995	-10.10526	10.17332
ed_sx5m	-11.33357	6.157495	-1.84	0.066	-23.40356	.7364285
ed_sx6m	-10.20507	7.951173	-1.28	0.199	-25.79106	5.380916
ed_sx1s	-9.931271	7.587629	-1.31	0.191	-24.80463	4.942092
ed_sx2s	-4.721376	5.943287	-0.79	0.427	-16.37148	6.928727
ed_sx4s	1.464326	4.934252	0.30	0.767	-8.207855	11.13651
ed_sx5s	2.916632	6.156065	0.47	0.636	-9.150562	14.98383
ed_sx6s	1.820452	8.55965	0.21	0.832	-14.95828	18.59918
_cons	14.45514	3.776933	3.83	0.000	7.051546	21.85872

Régression par quantile .1
Somme brute des écarts 51650.59 (environ 1.005)
Somme min. des écarts 49968.94

N^{bre} d'obs = 9595

Pseudo R^2 = 0.0326

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-1.468909	.2264972	-6.49	0.000	-1.912892	-1.024927
age_1m	-1.648764	.6142577	-2.68	0.007	-2.852839	-.4446883
age_2m	-.9157727	.3113916	-2.94	0.003	-1.526166	-.3053791
age_4m	1.053555	.3625818	2.91	0.004	.3428173	1.764292
age_5m	1.765027	.4975556	3.55	0.000	.7897127	2.740342
age_6m	2.609509	.6624828	3.94	0.000	1.310902	3.908116
age_1s	-1.468582	.548296	-2.68	0.007	-2.543358	-.3938053
age_2s	-.6313546	.3173089	-1.99	0.047	-1.253347	-.0093619
age_4s	.8504819	.3569964	2.38	0.017	.1506933	1.550271
age_5s	2.417009	.5046978	4.79	0.000	1.427695	3.406324
age_6s	2.149655	.6865228	3.13	0.002	.8039245	3.495385
fmsz27	.3402273	.0902906	3.77	0.000	.1632385	.5172161
femal_m	.1239273	.8156518	0.15	0.879	-1.474923	1.722778
ed0_8m	-.1404182	.4319988	-0.33	0.745	-.9872274	.7063911
ed9_13m	.028291	.364336	0.08	0.938	-.6858849	.7424669
ed_psm	.6347092	.3296496	1.93	0.054	-.011474	1.280892
ed_um	1.625836	.4215894	3.86	0.000	.7994319	2.452241
ed_abum	3.513709	.4936764	7.12	0.000	2.545999	4.48142
ed0_8s	-1.5717	.9306746	-1.69	0.091	-3.39602	.2526196
ed9_13s	-1.287255	.7957482	-1.62	0.106	-2.84709	.2725808
ed_pss	-.3802455	.6558305	-0.58	0.562	-1.665812	.9053214
ed_us	.6250091	.7862303	0.79	0.427	-.9161691	2.166187
ed_abus	-.2089272	.9197686	-0.23	0.820	-2.011869	1.594014
ed_sx1m	-1.663518	1.081478	-1.54	0.124	-3.783445	.4564083
ed_sx2m	-.8604729	.83275	-1.03	0.301	-2.49284	.7718937
ed_sx4m	.1931726	.6892421	0.28	0.779	-1.157888	1.544233
ed_sx5m	-1.568964	.8168955	-1.92	0.055	-3.170252	.0323246
ed_sx6m	-2.258218	1.058798	-2.13	0.033	-4.333687	-.1827498
ed_sx1s	-1.736882	1.027835	-1.69	0.091	-3.751656	.2778922
ed_sx2s	.1431907	.8722379	0.16	0.870	-1.566581	1.852962
ed_sx4s	.6357635	.7225509	0.88	0.379	-.7805895	2.052116
ed_sx5s	-.3108092	.8863183	-0.35	0.726	-2.048181	1.426563
ed_sx6s	-.556191	1.185252	-0.47	0.639	-2.879536	1.767154
_cons	.5548636	.5417574	1.02	0.306	-.5070957	1.616823

Régression par quantile .25 — N^{bre} d'obs = 9595

Somme brute des écarts 120281.7 (environ 4.8221998)

Somme min. des écarts 112097.8 — Pseudo R^2 = 0.0680

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-1.048617	.2210771	-4.74	0.000	-1.481975	-.6152588
age_1m	-1.927666	.6481078	-2.97	0.003	-3.198095	-.6572375
age_2m	-1.47195	.3525029	-4.18	0.000	-2.16293	-.7809694
age_4m	1.879767	.3455796	5.44	0.000	1.202358	2.557176
age_5m	4.1217	.4769762	8.64	0.000	3.186726	5.056675
age_6m	2.788368	.6247783	4.46	0.000	1.56367	4.013065
age_1s	-3.418184	.5926631	-5.77	0.000	-4.579929	-2.256438
age_2s	-2.226684	.3428949	-6.49	0.000	-2.89883	-1.554537
age_4s	2.001933	.3486973	5.74	0.000	1.318412	2.685454
age_5s	5.462499	.4781905	11.42	0.000	4.525145	6.399854
age_6s	7.147966	.6343621	11.27	0.000	5.904482	8.39145
fmsz27	.4483333	.0821686	5.46	0.000	.2872655	.6094012
femal_m	-.410017	.6878268	-0.60	0.551	-1.758304	.9382694
ed0_8m	-2.4399	.4195221	-5.82	0.000	-3.262252	-1.617548
ed9_13m	-.9219332	.3620493	-2.55	0.011	-1.631627	-.2122397
ed_psm	.6723666	.3089044	2.18	0.030	.0668484	1.277885
ed_um	2.6896	.4008467	6.71	0.000	1.903856	3.475345
ed_abum	5.185466	.4654031	11.14	0.000	4.273178	6.097755
ed0_8s	-4.329667	.810874	-5.34	0.000	-5.919152	-2.740182
ed9_13s	-1.681	.6849585	-2.45	0.014	-3.023664	-.3383362
ed_pss	-.41665	.5760625	-0.72	0.470	-1.545855	.7125548
ed_us	-1.366017	.705526	-1.94	0.053	-2.748997	.0169637
ed_abus	-1.66295	.9376445	-1.77	0.076	-3.500932	.1750325
ed_sx1m	-.0870324	1.012238	-0.09	0.931	-2.071235	1.89717
ed_sx2m	-.7906829	.8024753	-0.99	0.324	-2.363705	.7823388
ed_sx4m	-.067316	.6405674	-0.11	0.916	-1.322964	1.188332
ed_sx5m	-.7091831	.7720279	-0.92	0.358	-2.222521	.8041553
ed_sx6m	-1.711782	.9732564	-1.76	0.079	-3.619571	.1960065
ed_sx1s	-1.456733	.9111562	-1.60	0.110	-3.242793	.3293262
ed_sx2s	-.6906666	.7569896	-0.91	0.362	-2.174527	.7931935
ed_sx4s	.2829501	.6366661	0.44	0.657	-.9650504	1.530951
ed_sx5s	2.565084	.7951441	3.23	0.001	1.006432	4.123735
ed_sx6s	1.7729	1.142767	1.55	0.121	-.4671654	4.012965
_cons	4.1933	.4790205	8.75	0.000	3.254318	5.132282

Régression médiane — N^{bre} d'obs = 9595

Somme brute des écarts 206408 (environ 13.3461) — Pseudo R^2 = 0.1027

Somme min. des écarts 185212.6

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	.2391866	.5314421	0.45	0.653	-.8025526	1.280926
age_1m	-2.881534	1.489722	-1.93	0.053	-5.801704	.0386371
age_2m	-2.120813	.822771	-2.58	0.010	-3.733619	-.5080079
age_4m	4.304106	.7599977	5.66	0.000	2.814349	5.793862
age_5m	6.271628	1.095574	5.72	0.000	4.124071	8.419186
age_6m	5.59934	1.442774	3.88	0.000	2.771197	8.427484
age_1s	-5.632726	1.324296	-4.25	0.000	-8.228626	-3.036826
age_2s	-3.890093	.7981176	-4.87	0.000	-5.454573	-2.325614
age_4s	5.063146	.7789306	6.50	0.000	3.536277	6.590015
age_5s	9.867559	1.135568	8.69	0.000	7.641605	12.09351
age_6s	9.86817	1.47697	6.68	0.000	6.972996	12.76334
fmsz27	.6608134	.1986362	3.33	0.001	.2714444	1.050182
femal_m	-.4528921	1.563615	-0.29	0.772	-3.517909	2.612125
ed0_8m	-3.009446	1.021519	-2.95	0.003	-5.011839	-1.007053
ed9_13m	-1.147099	.8493131	-1.35	0.177	-2.811932	.5177352
ed_psm	1.408534	.7399232	1.90	0.057	-.0418728	2.85894
ed_um	6.238534	.943697	6.61	0.000	4.388688	8.08838
ed_abum	11.17899	1.099768	10.16	0.000	9.023217	13.33477
ed0_8s	-4.344885	1.986294	-2.19	0.029	-8.238443	-.4513266
ed9_13s	-1.828574	1.605043	-1.14	0.255	-4.974798	1.31765
ed_pss	-.3969465	1.361647	-0.29	0.771	-3.066063	2.27217
ed_us	.204173	1.669748	0.12	0.903	-3.068888	3.477234
ed_abus	.323267	2.257363	0.14	0.886	-4.101644	4.748178
ed_sx1m	-3.295251	2.52669	-1.30	0.192	-8.248099	1.657597
ed_sx2m	-1.203809	1.957527	-0.61	0.539	-5.040978	2.63336
ed_sx4m	-.7910679	1.533532	-0.52	0.606	-3.797117	2.214981
ed_sx5m	-3.510381	1.837925	-1.91	0.056	-7.113104	.0923421
ed_sx6m	.746631	2.498712	0.30	0.765	-4.151375	5.644637
ed_sx1s	-2.425553	2.213673	-1.10	0.273	-6.764822	1.913716
ed_sx2s	-2.3567	1.791566	-1.32	0.188	-5.868549	1.155149
ed_sx4s	-.0827007	1.491571	-0.06	0.956	-3.006497	2.841096
ed_sx5s	1.886548	1.868194	1.01	0.313	-1.775508	5.548603
ed_sx6s	3.523739	2.689222	1.31	0.190	-1.747706	8.795184
_cons	8.750746	1.127357	7.76	0.000	6.540886	10.96061

. Régression par quantile .75 — N^bre d'obs = 9595
Somme brute des écarts 238098.9 (environ 28.941)
Somme min. des écarts 208452.4 — Pseudo R^2 = 0.1245

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf. de 95 %]	
imigrnt	1.345572	.7796901	1.73	0.084	-.182786	2.87393
age_1m	-5.065064	2.256685	-2.24	0.025	-9.488646	-.6414823
age_2m	-4.843715	1.204525	-4.02	0.000	-7.204839	-2.482591
age_4m	6.962841	1.060237	6.57	0.000	4.88455	9.041131
age_5m	14.11863	1.563906	9.03	0.000	11.05304	17.18422
age_6m	9.488796	2.229681	4.26	0.000	5.11815	13.85944
age_1s	-8.496237	1.921012	-4.42	0.000	-12.26183	-4.730646
age_2s	-6.271829	1.176279	-5.33	0.000	-8.577586	-3.966072
age_4s	9.076319	1.09125	8.32	0.000	6.937239	11.2154
age_5s	11.63984	1.629121	7.14	0.000	8.446412	14.83326
age_6s	12.54426	2.290435	5.48	0.000	8.054525	17.034
fmsz27	1.382159	.2779591	4.97	0.000	.8372998	1.927017
femal_m	-1.425987	2.174213	-0.66	0.512	-5.687905	2.835931
ed0_8m	-5.098573	1.5222	-3.35	0.001	-8.082409	-2.114738
ed9_13m	-2.235245	1.238172	-1.81	0.071	-4.662325	.1918345
ed_psm	.4462846	1.076953	0.41	0.679	-1.664772	2.557341
ed_um	9.301577	1.404003	6.63	0.000	6.549432	12.05372
ed_abum	25.34648	1.578104	16.06	0.000	22.25307	28.4399
ed0_8s	-3.519796	2.892381	-1.22	0.224	-9.189476	2.149885
ed9_13s	-1.619305	2.24735	-0.72	0.471	-6.024587	2.785978
ed_pss	-1.732237	1.985295	-0.87	0.383	-5.623835	2.159362
ed_us	1.768469	2.428436	0.73	0.466	-2.991781	6.528718
ed_abus	7.766419	2.975005	2.61	0.009	1.934778	13.59806
ed_sx1m	-11.53296	3.566675	-3.23	0.001	-18.5244	-4.541521
ed_sx2m	-2.064196	2.817678	-0.73	0.464	-7.587442	3.45905
ed_sx4m	.6344079	2.234519	0.28	0.776	-3.745722	5.014538
ed_sx5m	-7.009235	2.674768	-2.62	0.009	-12.25235	-1.766122
ed_sx6m	-12.90788	3.551634	-3.63	0.000	-19.86984	-.945927
ed_sx1s	-6.756518	3.229367	-2.09	0.036	-13.08676	-.4262733
ed_sx2s	-4.897579	2.528013	-1.94	0.053	-9.853021	.0578621
ed_sx4s	.5991257	2.19149	0.27	0.785	-3.696659	4.89491
ed_sx5s	4.905931	2.731083	1.80	0.072	-.447571	10.25943
ed_sx6s	5.239484	3.660747	1.43	0.152	-1.936356	12.41532
_cons	17.42251	1.586679	10.98	0.000	14.31228	20.53274

Régression par quantile .9

Somme brute des écarts 200718.2 (environ 55.599998)

Somme min. des écarts 173455.9

N^{bre} d'obs = 9595

Pseudo R^2 = 0.1358

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.3683978	1.68768	-0.22	0.827	-3.676608	2.939813
age_1m	-7.746803	4.970098	-1.56	0.119	-17.48925	1.995642
age_2m	-9.132994	2.484933	-3.68	0.000	-14.00399	-4.261998
age_4m	9.615798	2.099166	4.58	0.000	5.500987	13.73061
age_5m	34.60221	3.251929	10.64	0.000	28.22774	40.97668
age_6m	27.1281	4.296113	6.31	0.000	18.70681	35.54939
age_1s	-12.4855	3.939435	-3.17	0.002	-20.20762	-4.763367
age_2s	-9.239504	2.417842	-3.82	0.000	-13.97899	-4.500021
age_4s	16.86719	2.158997	7.81	0.000	12.6351	21.09929
age_5s	9.930202	3.303318	3.01	0.003	3.454998	16.40541
age_6s	5.184414	4.435765	1.17	0.243	-3.510626	13.87945
fmsz27	2.932505	.5846673	5.02	0.000	1.786433	4.078577
femal_m	-3.884625	4.288986	-0.91	0.365	-12.29195	4.522697
ed0_8m	-11.0045	3.235849	-3.40	0.001	-17.34745	-4.661546
ed9_13m	-5.832194	2.552641	-2.28	0.022	-10.83591	-.8284761
ed_psm	-2.137509	2.268009	-0.94	0.346	-6.583287	2.30827
ed_um	17.91299	3.004863	5.96	0.000	12.02282	23.80316
ed_abum	38.13041	3.272838	11.65	0.000	31.71495	44.54586
ed0_8s	3.961321	5.723303	0.69	0.489	-7.257566	15.18021
ed9_13s	3.504611	4.488261	0.78	0.435	-5.293333	12.30255
ed_pss	1.361777	4.156263	0.33	0.743	-6.785379	9.508933
ed_us	6.380887	5.005174	1.27	0.202	-3.430315	16.19209
ed_abus	15.68609	6.596424	2.38	0.017	2.755696	28.61647
ed_sx1m	-14.67498	7.153151	-2.05	0.040	-28.69667	-.6532884
ed_sx2m	-7.537489	5.6014	-1.35	0.178	-18.51742	3.442443
ed_sx4m	1.378445	4.492383	0.31	0.759	-7.427579	10.18447
ed_sx5m	-11.40987	5.298609	-2.15	0.031	-21.79627	-1.023473
ed_sx6m	1.830929	7.76012	0.24	0.813	-13.38055	17.04241
ed_sx1s	-16.27923	6.431123	-2.53	0.011	-28.88559	-3.672865
ed_sx2s	-12.31461	5.058619	-2.43	0.015	-22.23058	-2.398648
ed_sx4s	-1.639275	4.598618	-0.36	0.721	-10.65354	7.374991
ed_sx5s	5.493613	5.629813	0.98	0.329	-5.542015	16.52924
ed_sx6s	21.30861	8.102683	2.63	0.009	5.425629	37.19158
_cons	29.53499	3.434569	8.60	0.000	22.8025	36.26747

Modèle 3: Familles de personnes seules

Régression MCO

Source	SC	dl	CM		
Modèle	386473.828	18	21470.7682	N^{bre} d'obs	= 6206
Résidu	4722399.26	6187	763.277721	F(18, 6187)	= 28.13
				Prob > F	= 0.0000
				R^2	= 0.0756
				R2 corrigé	= 0.0730
Total	5108873.09	6205	823.347798	Racine de l'EQM	= 27.627

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	1.241774	.9627768	1.29	0.197	-.6456027	3.129151
age_1m	-4.696066	1.252074	-3.75	0.000	-7.150566	-2.241566
age_2m	-1.734072	1.107456	-1.57	0.117	-3.905072	.4369268
age_4m	5.739514	1.235539	4.65	0.000	3.317427	8.1616
age_5m	11.39586	1.453811	7.84	0.000	8.545887	14.24584
age_6m	13.81462	1.245591	11.09	0.000	11.37283	16.25641
lone_p	.4143839	1.208417	0.34	0.732	-1.954534	2.783302
femal_m	-1.649115	1.938463	-0.85	0.395	-5.449176	2.150946
ed0_8m	-7.115401	2.189638	-3.25	0.001	-11.40785	-2.82295
ed9_13m	-2.854334	1.869095	-1.53	0.127	-6.518409	.8097411
ed_psm	.5190615	1.594598	0.33	0.745	-2.606904	3.645027
ed_um	3.955156	1.90972	2.07	0.038	.211441	7.698871
ed_abum	23.22687	2.589299	8.97	0.000	18.15095	28.3028
ed_sx1m	-3.611768	2.814161	-1.28	0.199	-9.128502	1.904965
ed_sx2m	-1.779847	2.563184	-0.69	0.487	-6.804579	3.244885
ed_sx4m	-1.227717	2.227144	-0.55	0.581	-5.593694	3.13826
ed_sx5m	2.272931	2.678421	0.85	0.396	-2.977705	7.523567
ed_sx6m	-9.379294	3.718524	-2.52	0.012	-16.66889	-2.089695
_cons	8.315637	1.519489	5.47	0.000	5.33691	11.29436

Régression par quantile .1 — N^{bre} d'obs = 6206

Somme brute des écarts 15018.38 (environ -.015)

Somme min. des écarts 14841.38 — Pseudo R^2 = 0.0118

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.19035	.0421632	-4.51	0.000	-.2730046	-.1076954
age_1m	-.9099	.0633416	-14.36	0.000	-1.034072	-.7857284
age_2m	-.29285	.0481171	-6.09	0.000	-.3871763	-.1985237
age_4m	.0801	.0499086	1.60	0.109	-.0177382	.1779382
age_5m	.1818	.0574463	3.16	0.002	.0691854	.2944146
age_6m	.3556	.0521732	6.82	0.000	.2533224	.4578775
lone_p	.0137	.045854	0.30	0.765	-.0761897	.1035897
femal_m	.2062	.0761251	2.71	0.007	.0569683	.3554317
ed0_8m	-.2053	.0964094	-2.13	0.033	-.3942959	-.016304
ed9_13m	-.1233	.0751612	-1.64	0.101	-.270642	.024042
ed_psm	-.185	.0708969	-2.61	0.009	-.3239826	-.0460174
ed_um	-.12535	.0774405	-1.62	0.106	-.2771603	.0264603
ed_abum	.50225	.0971824	5.17	0.000	.3117388	.6927613
ed_sx1m	-.1369	.1143616	-1.20	0.231	-.3610885	.0872885
ed_sx2m	-.2366	.1021333	-2.32	0.021	-.4368168	-.0363832
ed_sx4m	-.0695	.0934076	-0.74	0.457	-.2526113	.1136113
ed_sx5m	.2363	.1072333	2.20	0.028	.0260855	.4465145
ed_sx6m	-.6101	.1389367	-4.39	0.000	-.8824642	-.3377358
_cons	.0682	.0632443	1.08	0.281	-.0557807	.1921807

. Régression par quantile .25
Somme brute des écarts 35619.36 (environ .24420001)
Somme min. des écarts 35024.89

N^bre d'obs = 6206
Pseudo R^2 = 0.0167

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.4281667	.0811104	-5.28	0.000	-.5871711	-.2691622
age_1m	-.5168333	.1193128	-4.33	0.000	-.7507278	-.2829388
age_2m	-.1618334	.0967264	-1.67	0.094	-.3514507	.027784
age_4m	.3351	.1009783	3.32	0.001	.1371474	.5330527
age_5m	.6181667	.1145654	5.40	0.000	.3935788	.8427547
age_6m	1.608167	.0985345	16.32	0.000	1.415005	1.801328
lone_p	.0031667	.0910515	0.03	0.972	-.1753259	.1816593
femal_m	.1167334	.1511818	0.77	0.440	-.1796355	.4131022
ed0_8m	-.8534	.1705971	-5.00	0.000	-1.187829	-.5189705
ed9_13m	-.4332666	.1517149	-2.86	0.004	-.7306805	-.1358526
ed_psm	-.2050999	.1328095	-1.54	0.123	-.4654527	.0552528
ed_um	.0467334	.1782988	0.26	0.793	-.3027942	.396261
ed_abum	2.046733	.1985859	10.31	0.000	1.657436	2.436031
ed_sx1m	-.1184334	.2133187	-0.56	0.579	-.5366122	.2997454
ed_sx2m	-.0995001	.2010395	-0.49	0.621	-.4936073	.2946071
ed_sx4m	-.0049001	.1795989	-0.03	0.978	-.3569763	.3471762
ed_sx5m	.5155667	.2353318	2.19	0.029	.0542346	.9768988
ed_sx6m	-.7817334	.2805659	-2.79	0.005	-1.33174	-.2317268
_cons	.5751	.1253678	4.59	0.000	.3293355	.8208644

Régression médiane
Somme brute des écarts 66718.79 (environ 2.75)
Somme min. des écarts 62166.46

N^bre d'obs = 6206
Pseudo R^2 = 0.0682

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	-.5059999	.1532742	-3.30	0.001	-.8064706	-.2055293
age_1m	-3.055	.2305001	-13.25	0.000	-3.50686	-2.60314
age_2m	-2.13	.1860982	-11.45	0.000	-2.494817	-1.765183
age_4m	1.695	.192285	8.82	0.000	1.318054	2.071945
age_5m	3.845	.217207	17.70	0.000	3.419199	4.270801
age_6m	7.634	.1926481	39.63	0.000	7.256343	8.011657
lone_p	.3121999	.1764906	1.77	0.077	-.0337831	.6581829
femal_m	.0938002	.3020295	0.31	0.756	-.4982825	.6858829
ed0_8m	-3.6885	.3403379	-10.84	0.000	-4.355681	-3.021319
ed9_13m	-.655	.3113385	-2.10	0.035	-1.265332	-.0446682
ed_psm	.0200001	.2700963	0.07	0.941	-.5094824	.5494826
ed_um	1.9725	.3374776	5.84	0.000	1.310927	2.634073
ed_abum	6.855199	.3989561	17.18	0.000	6.073106	7.637292
ed_sx1m	-1.143301	.4231655	-2.70	0.007	-1.972852	-.3137493
ed_sx2m	-.8738002	.4061492	-2.15	0.031	-1.669994	-.0776066
ed_sx4m	-.6678003	.3564641	-1.87	0.061	-1.366594	.0309932
ed_sx5m	-.5463003	.4481023	-1.22	0.223	-1.424736	.3321358
ed_sx6m	-4.567199	.5617786	-8.13	0.000	-5.66848	-3.465918
_cons	3.71	.2500645	14.84	0.000	3.219787	4.200213

Régression par quantile .75 — N^bre d'obs = 6206
Somme brute des écarts 81248.92 (environ 12.1445) — Pseudo R^2 = 0.1182
Somme min. des écarts 71648.52

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	2.550001	.2691401	9.47	0.000	2.022393	3.077609
age_1m	-7.665498	.3978997	-19.26	0.000	-8.44552	-6.885477
age_2m	-5.450498	.3312576	-16.45	0.000	-6.099878	-4.801119
age_4m	4.618799	.3606453	12.81	0.000	3.911809	5.325789
age_5m	11.3095	.3945493	28.66	0.000	10.53605	12.08296
age_6m	13.1587	.3714826	35.42	0.000	12.43046	13.88693
lone_p	.0249998	.3249658	0.08	0.939	-.6120461	.6620457
femal_m	.7601013	.5457036	1.39	0.164	-.3096674	1.82987
ed0_8m	-5.471199	.60885	-8.99	0.000	-6.664756	-4.277642
ed9_13m	-2.2927	.5463236	-4.20	0.000	-3.363684	-1.221716
ed_psm	.9942997	.4704082	2.11	0.035	.0721363	1.916463
ed_um	4.8193	.5812571	8.29	0.000	3.679834	5.958765
ed_abum	17.7101	.7246001	24.44	0.000	16.28963	19.13057
ed_sx1m	-3.9887	.7758824	-5.14	0.000	-5.509699	-2.467701
ed_sx2m	-.9081015	.7364942	-1.23	0.218	-2.351886	.5356829
ed_sx4m	-3.400101	.6347959	-5.36	0.000	-4.644522	-2.155681
ed_sx5m	-.3901023	.7920087	-0.49	0.622	-1.942715	1.16251
ed_sx6m	-11.21	1.034088	-10.84	0.000	-13.23717	-9.182831
_cons	10.1312	.4424659	22.90	0.000	9.263812	10.99859

Régression par quantile .9 — N^bre d'obs = 6206
Somme brute des écarts 66923.46 (environ 28.0287) — Pseudo R^2 = 0.1216
Somme min. des écarts 58785.28

richesse	Coef.	Err.-type	t	P>|t|	[Interv. de conf.	de 95 %]
imigrnt	5.021503	.7592353	6.61	0.000	3.533137	6.509868
age_1m	-11.845	1.014508	-11.68	0.000	-13.83379	-9.856212
age_2m	-6.795002	.8930657	-7.61	0.000	-8.545722	-5.044283
age_4m	6.8845	1.022141	6.74	0.000	4.880749	8.888251
age_5m	23.705	1.095374	21.64	0.000	21.55769	25.85231
age_6m	21.24	1.067323	19.90	0.000	19.14768	23.33232
lone_p	-.0955	.8917334	-0.11	0.915	-1.843607	1.652607
femal_m	-1.255004	1.667609	-0.75	0.452	-4.524097	2.01409
ed0_8m	-12.765	1.768964	-7.22	0.000	-16.23279	-9.297218
ed9_13m	-9.129502	1.532161	-5.96	0.000	-12.13307	-6.125935
ed_psm	-2.03	1.35076	-1.50	0.133	-4.677958	.6179577
ed_um	11.87	1.718796	6.91	0.000	8.500562	15.23944
ed_abum	19.525	2.082712	9.37	0.000	15.44216	23.60784
ed_sx1m	-4.744997	2.232101	-2.13	0.034	-9.12069	-.3693035
ed_sx2m	-2.720497	2.055796	-1.32	0.186	-6.75057	1.309577
ed_sx4m	-5.504999	1.864994	-2.95	0.003	-9.161035	-1.848962
ed_sx5m	-1.849495	2.309112	-0.80	0.423	-6.376157	2.677167
ed_sx6m	-5.408796	2.939209	-1.84	0.066	-11.17067	.3530753
_cons	25.225	1.302765	19.36	0.000	22.67113	27.77888

Tableau A4. Définitions des variables employées dans les résultats de la régression

imigrnt:	1 si support économique principal (SEP) est un immigrant, 0 autrement.
age_1m:	1 si SEP est âgé moins de 26 ans.
age_2m:	1 si SEP est âgé entre 26 et 35 ans.
age_3m:	1 si SEP est âgé entre 36 et 45 ans (groupe de référence).
age_4m:	1 si SEP est âgé entre 46 et 55 ans.
age_5m:	1 si SEP est âgé entre 56 et 65 ans.
age_6m:	1 si SEP est âgé de plus 65 ans.
age_1s-- age_6s:	Variables d'âge binaires pour l'époux (se), similaire à ceux pour le SEP ci-dessus.
fmsz27:	Taille de la famille (familles de conjoints).
lone_p:	1 si SEP est chef de famille monoparentale, 0 autrement (familles de personnes seules).
femal_m:	1 si SEP est une femme, 0 si c'est un homme.
femal_s:	1 si l'époux (se) est une femme, 0 si c'est un homme.
ed0_8m:	1 si les années de scolarité du SEP sont entre 0 et 8.
ed9_13m:	1 si les années de scolarité du SEP sont 9 et 13.
ed_hsm:	1 si SEP est un diplômé d'études secondaires (groupe de référence).
ed_psm:	1 si SEP possède certaines études postsecondaires.
ed_um:	1 si SEP détient un diplôme universitaire.
ed_abum:	1 si SEP possède des études de deuxième ou (et) de troisième cycle universitaire.
ed0_8s:	Cette variable et les cinq qui suivent sont des variables binaires du niveau de scolarité pour l'époux (se).
ed9_13s:	Défini de la même manière que le SEP ci-dessus.
ed_hss:	
ed_pss:	
ed_us:	
ed_abus:	
ed_sx1m:	femal_m*ed0_8m, interaction entre sexe et le niveau de scolarité pour le SEP.
ed_sx2m:	femal_m*ed9_13m.
ed_sx3m:	femal_m*ed_hsm (groupe de référence).
ed_sx4m:	femal_m*ed_psm.
ed_sx5m:	femal_m*ed_um .
ed_sx6m:	femal_m*ed_abum
ed_sx1s:	Cette variable et celles qui suivent sont des interactions entre le sexe et le niveau de scolarité pour l'époux (se).
ed_sx2s:	Elles sont définies de la même manière que pour le SEP ci-dessus.
ed_sx3s:	
ed_sx4s:	
ed_sx5s:	
ed_sx6s:	

Bibliographie

Altonji, J. et D. Doraszelski, 2001. *The Role of Permanent Income Demographics in Black/White Differences in Wealth.* Document de recherche du NBER No. 8473.

Baker, M. et D. Benjamin (1994) "The performance of immigrants in the Canadian labor market." *Journal of Labor Economics* 12, pp.369-405.

Baker, M. et D. Benjamin (1995) "The receipt of transfer payments by immigrants to Canada." *Journal of Human Resources* 30, pp.650-676

Barsky, R., J. Bound, K. Charles et J. Lupton (2001) *Accounting for the black-white wealth gap: a nonparametric approach.* Document de recherche du NBER No. 8466.

Blau, F. D. et J. W. Graham (1990) "Black-white differences in wealth and asset Composition." *Quarterly Journal of Economics* 105, pp.321-339.

Blinder, A. S. (1973) "A Model of inherited wealth." *Quarterly Journal of Economics* 87, pp.608-626

Bloom, D. E., G. Grenier et M. Gunderson (1995) "The changing labour market position of Canadian immigrants." *Canadian Journal of Economics*, 28, pp.987-1005, 1995.

Borjas, G. (1995) "Assimilation and changes in cohort quality revisited: what happened to immigrant earnings in the 1980s?" *Journal of Labor Economics* 13, pp. 201-245.

Buchinsky, M. (1998) "Recent Advances in Regression by quantile Models." *Journal of Human Resources*, 33, pp.88-126.

Burbidge, J. et A. L. Robb (1985) "Evidence on wealth-age profiles in Canadian cross section data." *Canadian Journal of Economcis*, 18, pp.854-875.

Butcher, K. et J. diNardo (1998) "The immigrant and native-born wage distributions: evidence from united states censues" Document de recherche du NBER No. 6630.

Dinardo, J., N. Fortin et T. Lemieux (1996) "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973 – 1992: A Semiparametric Approach." *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, pp.1001-1044.

Garcia, J., P. Hernandez et A. Lopez-Nicolas (2001) "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using Regression by quantile." *Empirical Economics* 26, pp.149-167.

Grant, M. (1999) "Evidence of new immigrant assimilation in Canada." *Canadian Journal of Economics* 32, No. 4, pp.930-953.

Koenker, R. et G. Bassett (1978) "Regression quantiles." *Econometrica* 46, pp.33-50.

Mueller, R. E. (1998) "Public-private sector wage differentials in Canada: evidence form Regression by quantiles." *Economics Letters* 60, pp.229-235.

Oaxaca , R. (1973) "Male-female wage differentials in urban labour markets." *International Economic Review* 14, pp.693-709.

Shamsuddin, A. F. M., et D. J. DeVoretz (1998) "Wealth accumulation of Canadian and foreign-born households in Canada." *Review of Income and Wealth* 44, 515-33, 1998.

Statistique Canada (2001) *Les avoirs et les dettes des Canadiens : perspectives sur l'épargne au moyen des régimes de pension privés.* N° 13-596XIF au catalogue, Division de la statistique sur le revenu, Ottawa.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives a la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
F. *n/a*
G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N°127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 Annuler

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot** *(Mars 2000)*

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Août 2001)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)**

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 Annuler

N° 162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N° 163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N° 164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N° 165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N° 166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N° 167 Annuler

N° 168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N° 169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N° 171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N° 172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N° 173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N° 175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N° 176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N° 177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N° 179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N° 180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N° 181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N° 182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N° 183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N° 184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N° 185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°. 186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°. 187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N°. 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N°. 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N°. 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N°. 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N°. 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N°. 193 Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication, ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N°. 194 Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998) ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N°. 195 La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome? ***John R. Baldwin, Dezmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N°. 196 Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens, ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N°. 197 Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada, ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N°. 198 La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada, ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N°. 199 Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada, ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N°. 200 Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique, ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

No.201 Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?, ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

No.202 Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources, ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

No.203 Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

No.204 Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants, ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

No.205 À venir

No.206 Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto, ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

No.207 Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi, ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

No.208 À venir

No.209 Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

No.210 Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires, ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

No.211-214 à venir

No.215 Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies, ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***